

FRANKLIN TUPINAMBÁ PAES DE ANDRADE VIEIRA

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

RECIFE

2006

FRANKLIN TUPINAMBÁ PAES DE ANDRADE VIEIRA

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

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Biometria, da Universidade Federal Rural de Pernambuco, como parte dos requisitos para a obtenção do grau de Mestre em Ciências

Orientador :

Prof.Dr. **JOSÉ ANTÔNIO ALEIXO DA SILVA**

Co-orientadores:

Prof.Dr. **RINALDO LUIZ CARACIOLO FERREIRA**

Profa.Dra. **MARIA ADÉLIA OLIVEIRA MONTEIRO DA CRUZ**

Recife – 2006

Ficha catalográfica
Setor de Processos Técnicos da Biblioteca Central – UFRPE

V658u Vieira, Franklin Tupinambá Paes de Andrade
Uma abordagem multivariada em experimento silvilpastoril com *Leucena leucocephala* (Lam.) de Wit. no agreste de Pernambuco / Franklin Tupinambá Paes de Andrade Vieira . -- 2006.
70 f. : il.

Orientador : José Antônio Aleixo da Silva
Dissertação (Mestrado em Biometria) -- Universidade Federal Rural de Pernambuco. Departamento de Estatística e Informática.
Inclui apêndice e bibliografia.

CDD 574.018 2

- 1 . Medidas repetidas
 - 2 . Leucena
 - 3 . Experimentos silvipastoris
- I . Silva, José Antonio Aleixo
II . Título

“A única coisa que sei é saber que nada sei”

Sócrates (470 AC – 399 AC).

“A sabedoria é filha da experiência”

Leonardo Da Vinci (1452 – 1519)

Glória a DEUS, me *fez nascer* (Alberto e Haracy), me *permitiu fazer nascer* (Victor Alexander e Franklin) e, me *fez renascer* (Deusinete).

AGRADECIMENTOS

Ao Prof. Dr. **José Antônio Aleixo da Silva**, por seus ensinamentos em amostragem, por sua personalidade, e por sua dedicada e inestimável orientação.

Ao Prof. Dr. **Eufrázio Souza Santos** por sua tenacidade e por sua incansável atuação na Coordenação do Mestrado em Biometria.

Ao Prof.Dr. **Rinaldo Luiz Caraciolo Ferreira**, por seus ensinamentos multivariados.

A Profa.Dra. **Maria Adélia Oliveira Monteiro da Cruz**, por seus ensinamentos em biologia, sua dedicação à ecologia e por sua refinada educação.

Ao Prof. Dr. **Gauss Moutinho Cordeiro**, de brilho infinito, pelo privilégio e prazer de haver sido seu aluno.

Ao Prof. Dr. **Manoel Raimundo de Sena Junior**, pela sua sabedoria e simplicidade que lhe faz merecer a mais elevada consideração.

À Empresa Pernambucana de Pesquisa Agropecuária – IPA, em particular para o Engenheiro Agrônomo **Ivan Ferraz**, pelo seu zelo na execução do experimento.

Àqueles que em mim acreditaram, incentivaram e contribuíram de forma direta ou mesmo de forma indireta para o cumprimento desta missão, muito especialmente a **Maria Cristina Raposo** e **Gabriel de Melo Rivas**.

A **Flávio Hélio de Arruda**, amigo e irmão, sem o qual seria impossível a editoração deste trabalho.

A **Waldetrudes Jansen (Tusinha)** pela sua abnegação ao trabalho e coerência na aplicação das normas técnicas que regem a apresentação de documentos.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	12
1.1 OBJETIVOS	14
1.1.1 Objetivo Geral	14
1.1.2 Objetivos específicos	14
2 REVISÃO DA LITERATURA	15
2.1 LEUCENA	15
2.1.1 Classificação e Origem	15
2.1.2 Cultivo, Desenvolvimento e Valor Nutricional	16
2.1.3 Utilização	17
2.1.4 Produção	20
2.2 FUNDAMENTOS ESTATÍSTICOS	22
2.2.1 Medidas repetidas	22
2.2.1.1 Estruturas da Matriz de Covariâncias	25
2.2.1.2 A Distribuição Normal Multivariada	27
2.2.1.3 O Teste de Esfericidade de Mauchly	28
2.2.1.4 Correções para os Números de Graus de Liberdade	31
2.2.1.5 Modelo Multivariado	32
3 MATERIAL E MÉTODO	36
3.1 TRATAMENTOS	36
3.2 VARIÁVEL RESPOSTA, ÉPOCA E PROCEDIMENTOS DE MEDIÇÃO	40
3.3 MODELO ESTATÍSTICO	41
3.4 HIPÓTESES TESTADAS	42
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	45
4.1 RESULTADOS	45
4.2 DISCUSSÃO	49
5 CONCLUSÕES.....	50
REFERÊNCIAS	51
ANEXOS	58

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Médias Marginais Estimadas de LCP1	58
Gráfico 2 – Médias Marginais Estimadas de LCP2	59
Gráfico 3 – Médias Marginais Estimadas de LCP3	60
Gráfico 4 – Médias Marginais Estimadas de LCP4	61
Gráfico 5 – Médias Marginais Estimadas de LCP5	62
Gráfico 6 – Médias Marginais Estimadas de CPESO (espaço - corte 1).....	68
Gráfico 7 – Médias Marginais Estimadas de CPESO (espaço - corte 2).....	68
Gráfico 8 – Médias Marginais Estimadas de CPESO (espaço - corte 3).....	68
Gráfico 9 – Médias Marginais Estimadas de CPESO (corte - espaço 1).....	69
Gráfico 10 – Médias Marginais Estimadas de CPESO (corte - espaço 2).....	69
Gráfico 11 – Médias Marginais Estimadas de CPESO (corte - espaço 3).....	69

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Teste da hipótese de não efeito do tempo	45
Tabela 2 – Teste da hipótese de não efeito do tempo X espaçamento.....	46
Tabela 3 – Teste da hipótese de não efeito do tempo X altura de corte	46
Tabela 4 – Teste da hipótese de não efeito do tempo X espaçamento X corte	46
Tabela 5 – Testes Univariados de Hipóteses para os efeitos Intra-Indivíduos.....	47
Tabela 6 – Resumo dos testes F para os tratamentos, em cada tempo	47
Tabela 7 – Teste de Tukey para os espaçamentos, em cada tempo	48
Tabela 8 – Variável dependente LCP1 (lcpeso no tempo T1).....	58
Tabela 9 – Variável dependente LCP2 (lcpeso no tempo T2).....	59
Tabela 10 – Variável dependente LCP3 (lcpeso no tempo T3).....	60
Tabela 11 – Variável dependente LCP4 (lcpeso no tempo T4).....	61
Tabela 12 – Variável dependente LCP5 (lcpeso no tempo T5).....	62
Tabela 13 – Coeficientes de Correlação Parcial de lcpeso	63
Tabela 14 – Testes de Esfericidade	63
Tabela 15 – Teste de Levene da Igualdade da Variância do Erro.....	63
Tabela 16 – Manova para a Hipótese de não efeito do tempo	64
Tabela 17 – Manova para a Hipótese de não efeito tempo*esp.....	64
Tabela 18 – Manova para a Hipótese de não efeito tempo*corte.....	64
Tabela 19 – Manova para a Hipótese de não efeito tempo*esp*corte	64
Tabela 20 – Testes Univariados de Hipóteses para os efeitos Entre Indivíduos.....	65
Tabela 21 – Testes Univariados de Hipóteses para os efeitos Intra Indivíduos	65
Tabela 22 – Valores do Epsilon de Greenhouse-Geisser e Huynh-Feldt	65
Tabela 23 – Amplitude Studentizada de Tukey(HSD) Teste para CP1 (espaço)	65
Tabela 24 – Amplitude Studentizada de Tukey(HSD) Teste para CP2 (espaço)	65
Tabela 25 – Amplitude Studentizada de Tukey(HSD) Teste para CP3 (espaço)	65
Tabela 26 – Amplitude Studentizada de Tukey(HSD) Teste para CP4 (espaço)	66
Tabela 27 – Amplitude Studentizada de Tukey(HSD) Teste para CP5 (espaço)	66
Tabela 28 – Amplitude Studentizada de Tukey(HSD) Teste para CP1 (corte).....	66
Tabela 29 – Amplitude Studentizada de Tukey(HSD) Teste para CP2 (corte).....	66
Tabela 30 – Amplitude Studentizada de Tukey(HSD) Teste para CP3 (corte).....	66
Tabela 31 – Amplitude Studentizada de Tukey(HSD) Teste para CP4 (corte).....	67
Tabela 32 – Amplitude Studentizada de Tukey(HSD) Teste para CP5 (corte).....	67

VIEIRA, F.T. P. A. Uma abordagem multivariada em experimento silvilpastoril ... 9

Tabela 33 – Estatísticas Descritivas.....70

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 silvilpastoril 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 0,5mX1,0m ; 1,0mX1,0m e 1,5mX1,0m e as alturas de corte 20cm, 40cm e 60cm. As medições foram realizadas numa mesma época do ano (mês de agosto) em 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 cortes e suas interações com os espaçamentos em todos os tempos. Por se usar um maior número de plantas por unidades de área e conseqüentemente, maior produtividade de biomassa por hectare, recomenda-se o uso de espaçamento 0,5mX1,0m em sistemas silvilpastoris com leucena no Agreste de Pernambuco.

Palavras-chave: Medidas repetidas, experimentos silvilpastoris, 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 0,5mX1,0m, 1,0mX1,0m and 1,5mX1,0m with the height 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 cuts 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 0,5mX1,0m is recommended for silvopastoral systems in the Agreste of Pernambuco.

Key words: Repeated measures, silvipastoral experiments, leucena.

1 INTRODUÇÃO

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

Nos SSP a árvore, pelas funções que desempenha, deve ser o elemento estrutural básico. Dessa maneira, o componente arbóreo constitui importante fator de estabilização do solo por conferir proteção contra ação direta das chuvas, do sol e da erosão pluvial e eólica, minimizando os danos causados pela lixiviação. Nesses sistemas, a vegetação arbórea pode alterar o micro-clima, permitindo melhor ciclagem de nutrientes por processos naturais, por meio da matéria orgânica originada de plantas mortas e dos dejetos animais (Ribaski, 1987). Essa proteção do solo pelas árvores pode refletir o aumento da palatabilidade das pastagens (Baggio, 1983).

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. Além de proporcionarem o fornecimento de forragem e sombra para bovinos e caprinos, contribuem para a proteção e melhoramento das características físico-químicas do solo, facilitam o abastecimento hídrico e aumentam as fontes energéticas locais.

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 tais esquemas. A espécie *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit se apresenta, nesse sentido, como uma das mais promissoras leguminosas florestais. São características desta espécie o fato de suas folhas permanecerem verdes durante todo o ano. Mesmo nos períodos de seca, possui alta capacidade de rebrota, boa sobrevivência, capacidade de fixação do nitrogênio no solo e excelente crescimento o que a torna uma opção energética como produtora de madeira.

Ademais, funciona como cerca viva, quebra ventos e, serve como sombreamento para outras culturas em plantios consorciados. (EMBRAPA, 1982; FRANCO e SOUTO, 1984).

A leucena apresenta, sobretudo, a vantagem de ser uma excelente fonte de proteínas na alimentação animal, quer diretamente no campo ou misturada com outras fontes de proteína (GUPTA et al., 1992).

Por outro lado, a produção de matéria verde em leucena pode variar dependendo de tratamentos silviculturais que contemplem: adubação, espaçamento, altura de corte, entre outros.

De acordo com Magalhães et al. (2004) este sistema vem despertando grande interesse, graças aos benefícios econômicos, sociais e, principalmente, ecológicos. A idéia de integrar animais nas atividades florestais já existe em várias partes do mundo, principalmente, na Ásia, África, América Central e alguns países da América do Sul. Apesar dos conhecimentos dos benefícios dos SSP, no Brasil eles são pouco utilizados, limitando-se a alguns trabalhos em Minas Gerais, Paraná, Pernambuco, Rio Grande do Sul e Pará.

Como em sistemas silvipastoris as árvores são exploradas no campo ao longo do tempo, dados para pesquisas são coletados de uma mesma unidade experimental, ao longo desse tempo. Por exemplo, em experimentos para comparar vários tratamentos, a altura e o diâmetro de árvores são tipicamente medidos antes de os tratamentos serem aplicados e a seguir, em ocasiões posteriores. O termo medidas repetidas, segundo Diggle et al. (2002) e Crowder & Hand (1990), é usado para designar medidas feitas da mesma variável ou na mesma unidade experimental em mais de uma ocasião.

Em um delineamento com medidas repetidas os dados algumas vezes são coletados em intervalos de tempo mais próximos em outras em intervalos mais afastados (meses ou anos).

Tais 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 e isto viola as suposições de independência sobre as quais muitos métodos estatísticos estão fundamentados.

Assim, métodos especiais são requeridos para sua análise. A análise da variância em experimentos com medidas repetidas se apresenta como um método alternativo. É um tipo de ANOVA na qual a variação entre as unidades experimentais e a variação dentro das unidades experimentais são examinadas. A variação entre as unidades pode ser atribuída aos fatores que diferem ao longo dos grupos estudados. A variação dentro das unidades é qualquer mudança tal como um aumento de peso que seja observado em um indivíduo experimental.

Os objetivos de uma análise de medidas repetidas são: (1) determinar como as unidades experimentais mudam ao longo do tempo e (2) 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 silvilpastoril com leucena no Agreste de Pernambuco

1.1 OBJETIVOS

1.1.1 Objetivo Geral

Analisar a produção de leucena com finalidades forrageiras na região agreste do Estado de Pernambuco.

1.1.2 Objetivos específicos

Testar o efeito de diferentes espaçamentos entre as plantas, na produção de matéria verde, em sucessivos cortes ao longo do tempo;

Testar o efeito das diferentes alturas de cortes das plantas, na produção de matéria verde, em sucessivos cortes ao longo do tempo.

2 REVISÃO DA LITERATURA

2.1 Leucena

2.1.1 Classificação e Origem.

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

A leucena é originária da América Central, de onde se dispersou para outras partes do mundo devido a sua versatilidade de utilização. Foi introduzida como forrageira, em ambientes favorecidos por solos calcários e degradados, secos e mésicos. É largamente encontrada ao longo de rodovias, em áreas degradadas (não são dominantes), em áreas agrícolas, em pastagens e em afloramentos rochosos, podendo ser empregada para forragem, produção de madeira, carvão vegetal e melhoramento do solo (INSTITUTO HÓRUS, 2005).

É uma leguminosa perene Souza (1998), e uma das forrageiras mais promissoras para o semi-árido, principalmente pela capacidade de rebrota, mesmo durante a época seca, pela ótima adaptação as condições edafoclimáticas do nordeste e pela excelente aceitação por caprinos, ovinos e bovinos.

Atualmente pode ser encontrada em quase todas as regiões tropicais, onde 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), foi em novembro de 1940 no Estado de São Paulo, através de sementes trazidas pelo Serviço Florestal do Rio de Janeiro.

Vários nomes populares em algumas partes do mundo são atribuídos a leucena, e segundo Vieira (1992) estes nomes são: ipil-ipil e ipil-ipil gigante nas Filipinas, koa haole no Hawái, auxin, yaje e guaje em parte da América Latina, lamtoro na Indonésia e hendiondilla em Porto Rico, tan-tan e jumbey no Mar das Caraíbas, kubabul e subabul na Índia, tangantan em Guam, aroma branco e

esponjeira em Cuba e ladtrees, white popanic e tamarindo de cavalo na Colônia Inglesa.

2.1.2 Cultivo, Desenvolvimento e Valor Nutricional.

As áreas adequadas para o cultivo de leucena segundo Skerman (1977); Bêde et al. (1985) e Salerno e Seiffert (1986), são aquelas com precipitação pluviométrica entre 600 mm e 1700 mm, este mesmo índice pluviométrico foi mencionado por Seiffert (1988) como o melhor para o crescimento da leucena, este último autor ainda afirma que ela suporta grandes diferenças de regimes de precipitação, luminosidade, salinidade do solo, fogo, geadas leves, e épocas curtas de estiagem. De acordo com Franco e Souto (1986) nas áreas cuja precipitação pluviométrica, possui média anual de apenas 250 mm, pode se apresentar como a espécie dominante.

Com crescimento rápido, segundo Kluthcouski (1982), a leucena pode atingir até três metros de altura no primeiro ano de vida, e seu sistema radicular profundo propicia a reciclagem de nutrientes do subsolo, como também a absorção de água das camadas profundas, fazendo com que a planta cresça e produza massa verde durante todo o ano. Esta leguminosa produz grande área sombreada e mantém a fertilidade do solo para as outras culturas. No início do século XX começou a se destacar como planta forrageira (Vilela e Pedreira, 1976).

De acordo com Brewbaker (1989), os três primeiros meses pós germinação são críticos, pois as mudas devem receber quantidades adequadas de água, ficarem protegidas de animais, pois são de alta palatabilidade e livres de competição com ervas daninhas. Meunier (1991) encontrou altíssimos índices de sobrevivência quando as mudas provinham de viveiros.

Para Baxter et al. (1984), a adição de leguminosas é uma opção para proporcionar o aumento no teor de proteína bruta (PB) da silagem fornecida aos animais, além de supri-la com maior quantidade de cálcio e fósforo.

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.

Dependendo da disponibilidade no solo a leucena pode ser extremamente rica em cálcio, fósforo e outros minerais que formam parte da dieta animal (VIEIRA, 1992).

Para Seiffert e Thiago (1983), nos solos ácidos, latossolos, com alto teor de alumínio, deficiência de cálcio, molibidênio e zinco, a leucena não se desenvolve, e, permanece arbustiva, sendo nesse caso, necessário a aplicação de calcário e fosfato.

De acordo com Faria et al. (1985), esta leguminosa é exigente em relação a adubação com fósforo, molibidênio e zinco nos solos tropicais e apresenta boa tolerância a salinidade, frutificando abundantemente no primeiro ano de plantio. Em condições favoráveis a cultivar K-72 pode atingir até 5m de altura no primeiro ano de plantio e não tem problemas sérios de ataque de pragas e doenças.

2.1.3 Utilização

O grande destaque da espécie recai sobre sua multiplicidade de usos: como madeira forrageira e como planta melhoradora dos solos, especialmente quando consorciada com outras culturas. Como madeira, as variedades K8 e K72 de *L. leucocephala* basicamente não diferem entre si, apresentando densidade básica da madeira (620 kg/m^3) superior a do *Eucalyptus urophylla* (540 kg/m^3). A porcentagem de conversão de carvão é de 34,7% sobre o peso básico com 81,0% de carbono fixo e 1,5% de conteúdo de cinzas. Como forrageira, a leucena é altamente palatável e de grande valor nutritivo. A folhagem e os frutos mais novos chegam a apresentar teores protéicos de 35%, enquanto na folhagem mais velha este teor fica em torno de 25%. (DRUMOND, 2001).

O uso da leucena como um banco de proteína para pastejo direto ou para produção de forragem verde, feno, silagem, para adubação verde, para consórcio

com culturas anuais e gramíneas forrageiras e para produção de sementes mostra-se como uma alternativa viável para a agropecuária da região (SOUZA, 1998).

Dentre as leguminosas tropicais, a leucena vem se destacando pela sua variedade apresentando diferentes tamanhos e hábitos de crescimento, além de propiciar uma ampla diversificação de uso, como na produção de madeira para lenha (MENDES, 1985); polpa, celulose, tábuas, taco, parquet, chapa de partículas (NFTA, 1985; BREWBAKER, 1989); forragem para animais (KLUTHCOUSKI, 1982); adubo verde (CHAGAS et. al., 1981) e até mesmo na produção de alimento humano (FREITAS et. al., 1991).

Provavelmente a leucena é uma leguminosa mais usada na formação de banco de proteína para alimentação de caprinos, ovinos e bovinos (CARVALHO et al. 2001).

Considerando as limitações apresentadas pela região semi-árida do nordeste brasileiro e que a prática inadequada de áreas irrigadas, podem acarretar problemas de salinização do solo, Lima (1982, 1986, 1994) defende a utilização de plantas resistentes à seca e tolerantes à salinização, como é o caso da leucena, para o reflorestamento de áreas devastadas.

Os relatórios apresentados pela Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste – SUDENE (1982) já mostravam a leucena como o grande potencial para o reflorestamento nas regiões correspondentes aos tipos climáticos: sub-úmido seco, semi-árido e árido, incluindo, em particular, o Agreste pernambucano.

A preocupação com o desenvolvimento sustentável vem conduzindo os pesquisadores a permanecerem atentos para gerarem alternativas que prezem pela manutenção do equilíbrio dos sistemas naturais e o cultivo da leucena é apontado por vários pesquisadores com um dos mais viáveis nas regiões de climas sub-úmido seco, semi-árido e árido (RIBEIRO, 2001).

De acordo com Franco e Souto (1966) a leucena pode ser usada para alimentação de não ruminantes e 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 assimilável no intestino delgado e evitando o timpanismo. O material foliar de leucena é também uma excelente fonte de B caroteno, precursor da vitamina A.

Certamente, a maior desvantagem do uso de leucena é a presença da mimosina que é uma substância tóxica que quando ingerida pelo animal em dosagens altas, pode afetar a saúde dos mesmos, provocando principalmente, perda de peso, excessiva salivação, perda do apetite, aumento da glândula tireóide, distúrbios digestivos e até a morte de animais (COSTA,1987). A presença dessa substância faz com que o uso exclusivo de leucena como forragem deva ser evitado. A recomendação é para que ela seja utilizada na proporção de 30% da proteína total, principalmente para os não ruminantes.

Os ruminantes que ingerem quantidades crescentes de plantas que contêm oxalatos, tornam-se resistentes a estes devido ao desenvolvimento de mecanismos de detoxificação microbiana no rúmen (CRAIG e BLYTHE 1994). Este é um mecanismo bem conhecido de resistência às intoxicações por plantas e tem sido utilizado com sucesso no controle da intoxicação por *Leucaena leucocephala*.

Em um experimento com bovinos na idade de 19 meses, em que a referida leguminosa foi a principal fonte de alimento, o efeito tóxico da mimosina não se manifestou (CARDOSO, 1986).

Devido a 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, 1986).

Costa (1987) cita que outra forma de alimentar os animais é cortar os ramos e fornecê-los frescos aos animais, triturados ou não. Também se pode deixar os ramos secarem ao sol para que os folíolos se desprendam dos ramos e sejam fenados. Tal feno é de alta qualidade e comparável com a alfafa.

Quanto ao cultivo, Lima (1986) cita que no espaçamento de 0,5m x 0,5m, na região de Petrolina - PE, a produção de matéria seca foi de 6,6 a 7,1 t/ha/ano. Na

mesma região, usando o espaçamento de 2m x 2m em 8 cultivares de leucena, Silva (1992) encontrou que a produção de matéria seca foi da ordem de 6,4 t/ha/ano.

Segundo Chagas et al. (1981) o espaçamento de leucena depende das condições climáticas da região e dos objetivos do plantio. Em regiões com precipitação anual superior a 800 mm o plantio deve ser com fileiras espaçadas em 2 metros e com 2 plantas por metro linear. Em locais onde se fará cortes freqüentes, o espaçamento deve ser de 1,0 m entre fileiras com uma cova a cada 30 centímetros. Para pastejo direto o espaçamento deve ser de 2 a 3 metros entre fileiras com 3 plantas por metro linear.

Franco e Souto (1984) indicam que com a finalidade do plantio por pastagem consorciada deve-se usar o espaçamento de 3 a 5 metros entre fileiras de 0,5 a 1m entre plantas e, para banco de proteína um espaçamento de 2m x 1m.

Outro importante fator a ser considerado no uso da leucena como forragem é a altura do corte da planta no campo, pois pode alterar a produção da rebrota de matéria seca, a altura do corte pode ser feita aos 45 ou 90 centímetros.

Para Vilela e Pedreira (1976), até o início do século XX, o valor da leucena concentrava-se no seu uso como árvore de sombreamento e por manter a fertilidade do solo em culturas de café; mas, a partir de 1915, começou a ganhar destaque como planta forrageira. Todavia, nos dias atuais, ela continua sendo utilizada não só no sombreamento de culturas como cacau, chá, baunilha, pimenta, citros e banana, mas também, na proteção contra ventos e fogo.

2.1.4 Produção

A leucena é considerada por muitos produtores da região semi-árida como sendo a “rainha” das leguminosas. Essa consideração se deve ao fato da leucena, além de apresentar boa produtividade, que pode variar, dependendo do ano, de dois até oito toneladas de matéria seca comestível e de até 750 kg de sementes/ha/ano, possuir também excelente qualidade nutricional, apresentando uma boa composição química e alta aceitabilidade pelos animais (CARVALHO et al. 2001).

Em condições favoráveis, um hectare desta árvore produz de 10 a 20 toneladas de matéria seca, enquanto que a alfafa produz de 8 a 9 toneladas (NATIONAL ACADEMY OF SCIENCE, 1984). Pode apresentar boa produtividade em solos com pH em torno de 5 (NATIONAL ACADEMY OF SCIENCE, 1977) e perde as folhas com geadas leves, podendo entretanto se recuperar (HUTTON, 1984).

A produção de forragem de leucena dependerá, da fertilidade e da disponibilidade de água no solo, das variedades empregadas e do manejo adotado. A literatura cita produções anuais de 20 a 25 t MS/ha com 2.730 a 3.450 kg de PB/ha, em regime de dois cortes por ano (BOGDAN, 1977; NATIONAL ACADEMY OF SCIENCE, 1977).

Em experimentos de competição de variedades realizados no CNPGC em Campo Grande (MS), usando-se espaçamento de 3 m entre linhas e 1 metro entre covas, foram obtidas produções de 5,6 a 9,0 t MS/ha na fração utilizável para forragem, em regime de um corte anual, no início da estação seca (SEIFFERT, e THIAGO, 1983).

Ribeiro (1986) cita que em Petrolina-PE, a produção de MS/ha foi em torno de 8,0 toneladas e no cerrado em torno de 11 toneladas. Em regiões mais frescas, tais como Goiás, São Paulo e Minas Gerais, tal produção pode atingir 20 toneladas com uma produção de proteína bruta em torno de 3 t/ha. Esse mesmo autor cita a “lei das doze tábuas” onde relaciona 12 vantagens da leucena e em termos nutricionais (nitrogênio total, proteína bruta, cálcio, fósforo, beta-caroteno, energia bruta e tanino) a compara com a alfafa.

2.2 Fundamentos estatísticos

2.2.1 Medidas repetidas

Análise de Medidas Repetidas é uma técnica de análise de variância na qual são analisadas variações ao longo do tempo entre as unidades experimentais e variações fora das unidades experimentais (NEMEC, 1996).

Segundo Nemecc (1996) o uso de medidas repetidas exige que os dados estejam dispostos corretamente, e deve-se ter a definição de pelo menos um fator intra-indivíduos que vai indicar as variáveis que contém as medidas repetidas. Em uma análise univariada, as medidas repetidas são tratadas como observações separadas e o tempo é incluído como um fator no modelo ANOVA. No método multivariado, as medidas repetidas são consideradas elementos de uma única observação multivariada e a ANOVA univariada dentro das unidades é substituída por uma ANOVA multivariada dita MANOVA.

A ordem em que se especificam os fatores intra-indivíduos é de extrema importância, uma vez que cada fator vai constituir um nível dentro de um fator prévio. Quando se especificam fatores entre indivíduos a população deve ser dividida em grupos com as mesmas características. Finalmente, uma aplicação correta do uso do delineamento de medidas repetidas, permite testar as hipóteses nulas sobre os efeitos tanto de fatores intra-indivíduos, quanto de fatores entre indivíduos, além de permitir uma investigação sobre a interação entre os fatores individuais

A principal vantagem da análise multivariada é a de usar um conjunto de suposições menos restritivas.

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

A estrutura de parcelas subdivididas, em um estudo de medidas repetidas no tempo, fica caracterizada quando se aplicam às parcelas os níveis de um certo

fator nos quais se tomam medidas repetidas, em ocasiões sucessivas, sob a mesma parcela, admitindo-se que essas medidas, tomadas em ocasiões distintas, têm variâncias homogêneas e são igualmente correlacionadas.

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 devido ao fato de que 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 do erro de tipo I (probabilidade de rejeitar a hipótese nula quando ela corresponda à verdade).

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 sub parcela, onde 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 sub parcela como intra-indivíduos.

Huynh & 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 sub parcela, só terá distribuição F exata se a matriz de covariâncias satisfizer certas pressuposições, além das citadas anteriormente.

De acordo com Milliken & Johnson (1992), tais pressuposições nem sempre são apropriadas para um delineamento de parcelas subdivididas com medidas repetidas no tempo, sendo, porém, uma análise correta quando realizada sob suposições mais gerais. Essas suposições requerem certa forma para a matriz de covariâncias dos erros, denotada por Σ .

Uma condição suficiente para que o teste F da análise de variância usual, em nível de sub parcela, para o fator tempo e interação tempo x tratamentos, seja válido, é que Σ tenha uma forma chamada de simetria composta, fato que ocorre

quando seus elementos da diagonal principal forem iguais a $(\sigma^2 + \sigma_1^2)$ e os demais elementos iguais a σ_1^2 ,

em que:

σ^2 é a variância da sub parcela (intra-indivíduos) e,

σ_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 Σ é descrita por Huynh & 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 ;

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

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

em que:

λ é a 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 se as variâncias são todas iguais então a condição é equivalente à de simetria composta.

As matrizes de covariâncias Σ , 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 & Stehman (1991) verificaram que a violação da condição H-F leva a testes muito liberais para os fatores da sub-parcela, para tempos e para a interação tempos x tratamentos.

No caso das pressuposições de normalidade, de independência e da condição H-F para a matriz Σ de covariâncias não serem satisfeitas, uma alternativa seria a análise multivariada conhecida com análise de perfis, que adota uma hipótese mais geral sobre a estrutura da matriz de covariâncias. Apesar de esta hipótese poder apresentar menor poder em seus testes e às vezes indicar diferenças significativas onde realmente não existem, tais riscos podem ser minimizados garantindo-se que os erros tenham distribuição normal multivariada.

Conforme Singer & Andrade (1986) e Meredith & 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.

Para se verificar se a matriz de covariâncias atende à condição de H-F, Mauchly (1940) propôs um teste chamado de teste de esfericidade, o qual verifica se uma população multivariada apresenta variâncias iguais e correlações nulas. No caso de a população apresentar essa simetria, ela será chamada de “esférica”.

Quando a estrutura envolvida apresenta outra forma é necessário utilizar outros métodos para encontrar um modelo que permita a utilização da estrutura da matriz de covariâncias que melhor represente o conjunto de dados em questão, ou então a utilização de um fator de correção para o número de graus de liberdade do fator da sub-parcela.

2.2.1.1 Estruturas da Matriz de Covariâncias

Algumas dentre as muitas estruturas da matriz de covariâncias que se encontram implementadas no “software” SAS - Statistical Analysis System - são:

1. Componente de Variância (VC): Variâncias iguais e observações independentes.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma^2 \end{bmatrix} = \sigma^2 \mathbf{I}$$

2. Simetria Composta (CS):

Igualdade de variâncias e covariâncias (covariâncias constantes entre quaisquer observações de uma mesma unidade devido a erros independentes).

$$\Sigma = \begin{bmatrix} (\sigma^2 + \sigma_1^2) & \sigma_1^2 & \sigma_1^2 & \sigma_1^2 \\ \sigma_1^2 & (\sigma^2 + \sigma_1^2) & \sigma_1^2 & \sigma_1^2 \\ \sigma_1^2 & \sigma_1^2 & (\sigma^2 + \sigma_1^2) & \sigma_1^2 \\ \sigma_1^2 & \sigma_1^2 & \sigma_1^2 & (\sigma^2 + \sigma_1^2) \end{bmatrix}$$

3. Simetria Composta Heterogênea (CSH):

Parâmetros de variância diferentes para cada elemento da diagonal principal e o produto da raiz quadrada desses parâmetros pelo seu coeficiente de correlação para os elementos fora da diagonal principal, sendo σ_i^2 o i-ésimo parâmetro da variância e ρ o parâmetro de correlação satisfazendo $|\rho| < 1$.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_1\sigma_2\rho & \sigma_1\sigma_3\rho & \sigma_1\sigma_4\rho \\ \sigma_2\sigma_1\rho & \sigma_2^2 & \sigma_2\sigma_3\rho & \sigma_2\sigma_4\rho \\ \sigma_3\sigma_1\rho & \sigma_3\sigma_2\rho & \sigma_3^2 & \sigma_3\sigma_4\rho \\ \sigma_4\sigma_1\rho & \sigma_4\sigma_2\rho & \sigma_4\sigma_3\rho & \sigma_4^2 \end{bmatrix}$$

4. Huynh-Feldt (H-F):

Essa estrutura é similar à simetria composta heterogênea, que tem o mesmo número de parâmetros e heterogeneidade ao longo da diagonal principal. Entretanto, a construção dos elementos fora da diagonal é feita tomando-se a média aritmética entre variâncias e subtraindo λ , em que λ é a diferença entre a média das variâncias e a média das covariâncias.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \frac{(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}{2} - \lambda & \frac{(\sigma_1^2 + \sigma_3^2)}{2} - \lambda & \frac{(\sigma_1^2 + \sigma_4^2)}{2} - \lambda \\ \frac{(\sigma_2^2 + \sigma_1^2)}{2} - \lambda & \sigma_2^2 & \frac{(\sigma_2^2 + \sigma_3^2)}{2} - \lambda & \frac{(\sigma_2^2 + \sigma_4^2)}{2} - \lambda \\ \frac{(\sigma_3^2 + \sigma_1^2)}{2} - \lambda & \frac{(\sigma_3^2 + \sigma_2^2)}{2} - \lambda & \sigma_3^2 & \frac{(\sigma_3^2 + \sigma_4^2)}{2} - \lambda \\ \frac{(\sigma_4^2 + \sigma_1^2)}{2} - \lambda & \frac{(\sigma_4^2 + \sigma_2^2)}{2} - \lambda & \frac{(\sigma_4^2 + \sigma_3^2)}{2} - \lambda & \sigma_4^2 \end{bmatrix}$$

2.2.1.2 A Distribuição Normal Multivariada

Seja $\mathbf{y} = (y_1, y_2, \dots, y_d)'$ um vetor d-dimensional de variáveis aleatórias. Diz-se que \mathbf{y} possui uma distribuição Normal Multivariada se sua função de densidade for expressa por:

$$f(\mathbf{y}) = (2\pi)^{-d/2} |\Sigma|^{-1/2} \exp [-(1/2) (\mathbf{y} - \boldsymbol{\theta})' \Sigma^{-1} (\mathbf{y} - \boldsymbol{\theta})]$$

$$(-\infty < y_j < \infty, \quad j = 1, 2, \dots, d),$$

em que:

$\Sigma = [(\sigma_{jk})]$ é uma matriz positiva definida ($\Sigma > 0$) denominada Matriz de Covariâncias;

O vetor $\boldsymbol{\theta}$ significa a Esperança Matemática do vetor \mathbf{y} .

Uma forma simbólica para mencionar que o vetor aleatório \mathbf{y} tem distribuição Normal Multivariada é: $\mathbf{y} \sim N_d(\boldsymbol{\theta}, \Sigma)$ ou, simplesmente $\mathbf{y} \sim N_d$.

Casos especiais:

$$i) (\mathbf{y} - \boldsymbol{\theta}) \sim N_d(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma})$$

ii) se $y_j \sim N_1(\theta_j, \sigma^2)$ ($j = 1, 2, \dots, d$) forem mutuamente independentes, então:

$$\mathbf{y} \sim N_d(\boldsymbol{\theta}, \sigma^2 \mathbf{I}_d)$$

De acordo com Rao (1973) o vetor aleatório $\mathbf{y} = (y_1, y_2, \dots, y_d)'$ é dito possuir uma distribuição Normal Multivariada ($\mathbf{y} \sim N_d$), se $l'y$ for uma variável aleatória com distribuição Normal Univariada para todo vetor real $l = (l_1, l_2, \dots, l_d)$.

Esta propriedade afirma que qualquer combinação linear das componentes de um vetor aleatório, que possua distribuição Normal Multivariada, terá uma distribuição Normal Univariada.

Como não é raro se ter interesse em combinações lineares de variáveis aleatórias Normais univariadas z_i independentes e com variância comum σ^2 , digamos $\mathbf{y} = \mathbf{A} \mathbf{z}$, em que $\boldsymbol{\Sigma}_y = \mathbf{A} \boldsymbol{\Sigma}_z \mathbf{A}' = \sigma^2 \mathbf{A} \mathbf{A}'$ pode ser singular, esta condição pode ser incluída na definição supra se a restrição $\boldsymbol{\Sigma}_y > 0$ for removida e for incluída a distribuição degenerada $N_1(b, 0)$ na classe de distribuições univariadas de tal forma que $l'y = b$ seja possível. (SEBER, 1984).

2.2.1.3 O Teste de Esfericidade de Mauchly.

Para verificar se a matriz $\boldsymbol{\Sigma}$ 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:

- a) cada contraste está associado a uma única porção da variabilidade explicada pelo efeito que se está testando;
- b) está sendo testado o número máximo de hipóteses, onde cada hipótese é associada a uma única porção da variabilidade explicada pelo modelo;

c) 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 Σ 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;

Σ = matriz de covariâncias;

λ = escalar maior do que zero;

I = matriz identidade.

Satisfeita esta condição, a matriz de covariâncias Σ 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, e sendo a matriz $C_{(t-1) \times t}$, onde 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 para a hipótese nula $H_0 : C \Sigma C' = \lambda I$ será $-\gamma \ln W$ tendo distribuição χ^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 α de significância se $-\gamma \ln W > \chi_{\alpha, f}^2$, em que, $\chi_{\alpha, f}^2$ é o valor tal que acima dele encontram-se apenas $100\alpha\%$ dos pontos de $-\gamma \ln W$, sendo :

$$\gamma = (gb - g - b + 1) - \frac{2t^2 - 3t + 3}{6(t-1)}$$

$$W = \frac{(t-1)^{t-1} (\text{CSC}')}{[\text{tr}(\text{CSC}')]^{t-1}},$$

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.

Segundo Vonesh & Chinchilli (1997), a análise de medidas repetidas tomar-se-á mais complexa quando houver mais de um fator em estudo com medidas repetidas, por exemplo, se existirem dois fatores intra-indivíduos como tempo, dias e a interação tempo x dias. Nesse caso haveria necessidade de se construir um teste de esfericidade, um teste F e correções para os números de graus de liberdade para cada um desses fatores intra-indivíduos.

No caso das pressuposições de normalidade, de independência e da condição de H-F para a matriz Σ de covariâncias não serem satisfeitas, uma

alternativa seria a análise multivariada, também conhecida como análise de perfis, que adota uma hipótese mais geral sobre a estrutura da matriz de covariâncias.

Outra possibilidade seria utilizar análise univariada no esquema de delineamento de parcelas subdivididas no tempo, realizando o ajuste do número de graus de liberdade do teste F para o fator da sub-parcela.

2.2.1.4 Correções para os Números de Graus de Liberdade

Box (1954 a,b) foi o primeiro a sugerir a correção para o número de graus de liberdade, a fim de se obter uma aproximação da distribuição F, quando a matriz de covariâncias dos erros intra-indivíduos não leva em conta a suposição de variância constante

Geisser & Greenhouse (1958), e Huynh & Feldt (1976) também propuseram ajustes para o número de graus de liberdade do teste F, para o fator de erro intra-indivíduos. Essas correções foram baseadas no trabalho de Box (1954 a,b), sendo a correção de Huynh-Feldt uma simples função da correção de Geisser-Greenhouse.

A correção de Huynh-Feldt ($\tilde{\varepsilon}$) é mais liberal do que a correção de Geisser-Greenhouse ($\hat{\varepsilon}$). Porém, a correção de Huynh-Feldt não deve ser usada se $\tilde{\varepsilon} \geq 1$, mas é recomendada quando $\tilde{\varepsilon} \geq 0,75$ para reduzir o vício de grandes valores da correção de Geisser-Greenhouse, Huynh & Feldt (1976) e Huynh (1978).

Kirk (1995) discute que, quando a suposição de esfericidade é satisfeita, os fatores de correção $\hat{\varepsilon}$ e $\tilde{\varepsilon}$ são iguais a 1, caso contrário, são menores, mas devem ter um mínimo de $\frac{1}{(t-1)}$, em que t significa o número de medidas repetidas no tempo.

Quanto à escolha de qual correção para o número de graus de liberdade usar, Muller & Barton (1989), depois de vários estudos com simulações, verificando o poder dos testes quando as correções são utilizadas, sugerem que a correção de Geisser-Greenhouse seja utilizada já que o teste produz aceitável controle do erro tipo 1 enquanto maximiza o poder. Mas, segundo Huynh & Feldt (1976) a correção

de Geisser-Greenhouse tem a desvantagem de superestimar o verdadeiro nível de significância.

Sendo assim, a análise univariada é recomendada, mesmo que a condição de H-F para a matriz de covariâncias não seja satisfeita, porém, utilizando-se a correção de Huynf-Feldt, desde que o teste de esfericidade seja significativo, com um nível de probabilidade entre 0,01 e 0,05.

2.2.1.5 Modelo Multivariado

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

Os supra citados 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} : é o valor observado para a variável resposta no k-ésimo tempo para o j-ésimo tratamento no i-ésimo bloco;

μ : é uma constante inerente a todas as observações;

β_i : o efeito do i-ésimo bloco;

τ_j : o efeito do j-ésimo tratamento;

γ_k : é o efeito do k-ésimo tempo observado;

$(\tau\gamma)_{jk}$: é o efeito da interação entre o j-ésimo tratamento com o k-ésimo tempo;

e_{ijk} : é o 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. Em que,

$i = 1, \dots, b$ 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).

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

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

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

$j = 1, \dots, g$ e, com vetor aleatório de erros

$$e_{ij} = \left(e_{ij_1} \cdots e_{ij_t} \right)' \square N_t(0, \Sigma)$$

Em que, Σ é 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:

$$H : GBT = 0$$

onde $G_{(g-1) \times (g+b+1)}$ 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 & 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:

$$H = T' \left[(X'X)^{-1} X'Y \right] G' \left[G(X'X)^{-1} G' \right]^{-1} G \left[(X'X)^{-1} X'Y \right] T$$

é a matriz de soma de quadrados e produtos cruzados devido à hipótese nula, e

$$E = T' Y' \left[I - X(X'X)^{-1} X' \right]^{-1} Y T$$

é a matriz de somas de quadrados e produtos cruzados devida 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 $\theta_i = \lambda_i (1 + \lambda_i)^{-1}$, onde λ_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.

$$m_1 = ((t-1) - (g-1) - 1)/2 \quad e \quad m_2 = (n - g - (t-1) - 1)/2.$$

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 Roy. Entretanto, Lambda de Wilks é o teste mais comumente usado.

Uma desvantagem da análise multivariada, segundo Meredith e Stehman (1991), é a falta de poder para estimar os parâmetros da matriz de covariâncias, isto quando t (número de ocasiões medidas ou tempos) é grande e n é pequeno.

Sob a condição de H-F, os testes univariados para o efeito intra-indivíduos são usualmente mais poderosos que os testes multivariados, proporcionando uma maior probabilidade de detectar efeitos significativos, quando esses realmente existem.

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. A interpretação dos testes deve ser iniciada pelas interações, considerando-se primeiramente a interação dupla. E, se a interação não for significativa então consideram-se os testes para os efeitos principais.

3 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).

As mudas de leucena (*Leucaena leucocephala* var.Hawaii) foram produzidas de sementes provenientes da própria área, em sacos plásticos de 2 litros, preenchidos com solo da região, coletados nos 20cm superficiais. Essas mudas foram plantadas no campo quando atingiram uma altura média de 40cm, em maio do ano de 1995.

Decidiu-se fazer o plantio inicial em viveiro ao invés de diretamente no campo, em virtude de se poder controlar com maior facilidade ataque de insetos e /ou doenças bem como para se levar ao campo mudas já em perfeito estado fitossanitário.

3.1 Tratamentos

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** entre as plantas foram:

E₁ – 0,5m x 1,0m;

E₂ – 1,0m x 1,0m;

E₃ – 1,5m x 1,0m;

As distintas **alturas de corte** foram:

C₁ – 20cm;

C₂ – 40cm;

C₃ – 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 eqüidistantes 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 m², 36 m² e 54 m², respectivamente.

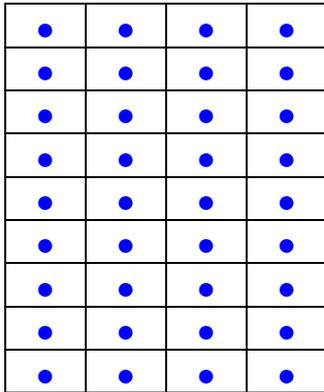
Para cada um dos três (3) níveis de **espaçamento** foram efetuadas nove (9) repetições, ou seja, nove parcelas, escolhidas ao acaso. Dentro das parcelas, também de forma aleatória, foram sorteadas doze (12) plantas para receberem cada uma das três (3) **alturas de corte**.

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

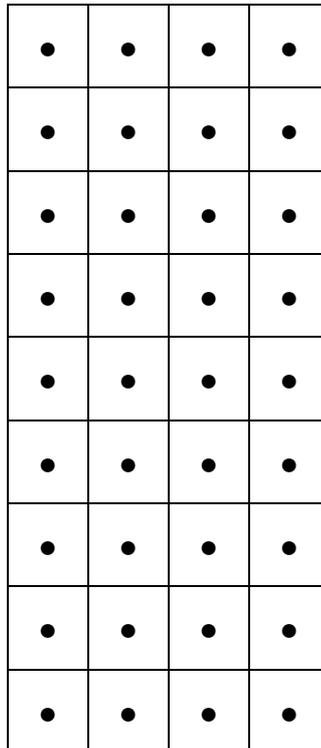
Uma ilustração da distribuição das 27 parcelas no campo experimental, bem como das dimensões de cada parcela, conforme o nível de espaçamento nela utilizada, é a seguir apresentada.

Distribuição das 27 parcelas no campo experimental

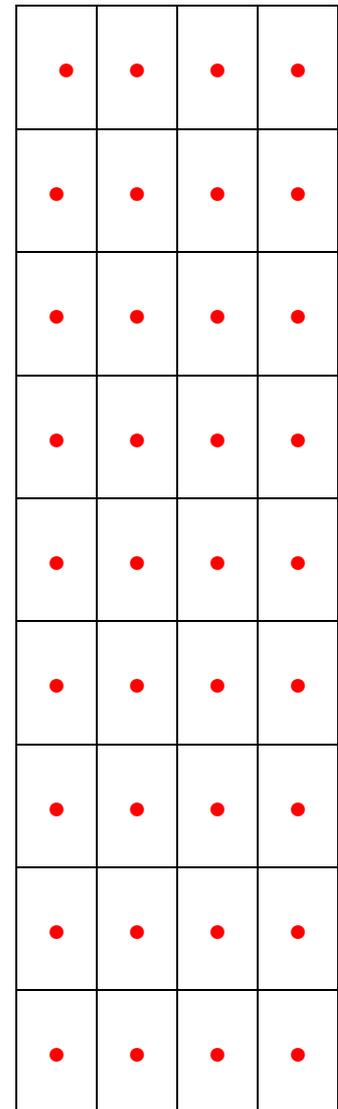
E ₁	E ₃	E ₂
E ₃	E ₁	E ₁
E ₂	E ₂	E ₃
E ₁	E ₁	E ₁
E ₂	E ₃	E ₁
E ₂	E ₂	E ₂
E ₃	E ₃	E ₃
E ₃	E ₂	E ₂
E ₁	E ₁	E ₃

Tamanhos e formas das parcelas conforme o espaçamento

tamanho: 18 m²
forma: (4,5m x 4,0m)
espaçamento: E₁



tamanho: 36 m²
forma: (9,0m x 4,0m)
espaçamento: E₂



tamanho: 54 m²
forma: (13,5m x 4,0m)
espaçamento: E₃

3.2 Variável resposta, época e procedimentos de medição.

No experimento desenvolvido se considerou como variável resposta o **peso total** (kg) das doze plantas de cada parcela, referidas 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 m², correspondente ao espaçamento 1,5mX1,0m, proporcionando um número de, aproximadamente, 6667 plantas por hectare.

Foram feitas medidas nos meses de agosto de 2000, 2001, 2002, 2004 e 2005. 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.

Os símbolos T_1 , T_2 , T_3 , T_4 e T_5 representarão, respectivamente, os anos 2000, 2001, 2002, 2004 e 2005, os instantes do tempo nos quais foram realizadas as medições da variável peso. As expressões CPESO e LCPESO, simbolizarão a variável peso corrigido e o seu logaritmo, enquanto que CP_i e LCP_i indicarão o valor observado de tais variáveis nos tempos T_i ($i=1, 2, 3, 4, 5$).

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.

O material de cada parcela era separado por tratamento (caule e folhas) 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

Variáveis tais como o diâmetro do tronco à altura do corte e a proporção de matéria seca produzida poderão receber específica análise numa oportuna ocasião.

3.3 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 como uma análise multivariada com delineamento de medidas repetidas, e para isto, foi usado o seguinte modelo estatístico sugerido por (NETER et al., 1990; NEMEC, 1996)

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

em que:

Y_{ijkl} = Variável resposta (peso da matéria verde);

μ = Média geral;

β_i = Efeito do i-ésimo bloco;

τ_j = Efeito do j-ésimo tratamento (espaçamento);

δ_l = Efeito do l-ésimo tratamento (altura de corte);

γ_k = Efeito do k-ésimo tempo;

$(\tau\delta)_{jl}$ = Interação do j-ésimo com o l-ésimo tratamentos;

$(\gamma\tau)_{kj}$ = Interação do k-ésimo tempo com o j-ésimo tratamento;

$(\gamma\delta)_{kl}$ = Interação do k-ésimo tempo com o l-ésimo tratamento;

$(\gamma\tau\delta)_{kjl}$ = Interação do k-ésimo tempo com o j-ésimo e l-ésimo tratamentos;

ε_{ijkl} = Erro aleatório.

Como não se tinha certeza se o local em que se lançou o experimento poderia alterar os resultados provenientes dos tratamentos, inicialmente, considerou-se o efeito dos blocos, sendo que na primeira análise da variância do experimento se calculou a Eficiência dos Blocos (EB) pela fórmula (SILVA e SILVA, 1999)

$$EB = \frac{(J-1)QMB + J(J-1)QMR}{(IJ-1)QMR}$$

em que:

EB = Eficiência dos blocos;

QMB = Quadrado Médio dos Blocos;

QMR = Quadrado Médio do Resíduo;

I = Número de tratamentos;

J = Número de blocos.

Neste cálculo um resultado igual a 1,0 indica que tanto o delineamento inteiramente casualizado como o delineamento em blocos casualizados são 100% eficientes, podendo se usar um ou outro sem perda de precisão. Valores de EB superiores a 1,0 recomendam considerar o delineamento em blocos casualizados e valores inferiores a 1,0 representam a não efetividade do uso de blocos, recomendando o uso do delineamento inteiramente aleatório, resultando no seguinte modelo experimental:

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

Em virtude de altos valores de coeficientes de variação nas análises estatísticas, usou-se a transformação logarítmica nos dados, sendo que os resultados do teste de Tukey são apresentados com os valores não transformados.

3.4 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 testes utilizadas foram as seguintes:

Lambda de Wilks

$$\Delta = |(H + E)^{-1} E| = |E^{-1} H + I|^{-1} = \prod_{i=1}^p (1 + \lambda_i)^{-1}$$

Traço de Pillai

$$V = \text{tr}[(H + E)^{-1} H] = \sum_{i=1}^p \lambda_i / (1 + \lambda_i)$$

Traço de Lawley-Hotelling.

$$U = \text{tr}(E^{-1} H) = \sum_{i=1}^p \lambda_i$$

Maior raiz de Roy

$$\lambda_{\max} = \max(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p) = \lambda_1$$

Os valores aproximados de F, nos testes acima foram calculados como na tabela 4:

Estatística	Valor de F(tabelado)	F(calculado)
Wilks (Δ)	$F(rr_t, gt - 2u)$	$\frac{gt - 2u}{rr_t} \frac{1 - \Delta^{1/t}}{\Delta^{1/t}}$
Pillai (V)	$F[s(2m_1 + s + 1), s(2m_2 + s + 1)]$	$\frac{2m_2 + s + 1}{2m_1 + s + 1} \frac{V}{s - V}$
Lawley-Hotelling (U)	$F[s(2m_1 + s + 1), 2(sm_2 + 1)]$	$\frac{2(sm_2 + 1)}{s^2(2m_1 + s + 1)} U$
Roy (λ_{\max})	$F(h, n - k - h + r - 1)$	$\frac{n - k - h + r - 1}{h} \lambda_{\max}$

Em que:

$$r_t = \text{Rank}(H + E)$$

$$r = \text{Rank}(L)$$

$$s = \min(r, r_t)$$

$$h = \max(r, r_t)$$

$$m_1 = \frac{[|r - r_t| - 1]}{2}$$

$$m_2 = \frac{(n - k - r_t - 2)}{2}$$

$$g = (n - k - 1) - \frac{(r_t - r + 1)}{2}$$

$$u = \frac{(r r_t - 2)}{4}$$

$$t = \frac{\sqrt{(r^2 r_t^2 - 4)}}{(r_t^2 + r^2 - 5)}; \text{ se } (r_t^2 + r^2 - 5) > 5$$

$t = 1$, outros.

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

As análises para esse experimento foram feitas utilizando 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.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Resultados

A primeira análise realizada foi o da Eficiência dos Blocos, cujo resultado de $EB = 0,3735$ (37,35%) indica o não efeito de blocos, e conseqüentemente, a utilização do delineamento inteiramente aleatório.

O teste de Esfericidade de Mauchly (Tabela 14), que testa a propriedade de simetria composta indicou que a condição de esfericidade foi violada com um nível de significância de 0,0001, ou seja, a matriz de covariâncias não será considerada do tipo Huynh-Feldt, implicando que a análise estatística deveria ser multivariada com medidas repetidas.

As médias marginais da variável peso para cada tratamento são apresentados na tabela 13 do apêndice, bem como ilustradas pelos gráficos 6;7;8;9;10 e11.

A tabela 20 do apêndice apresenta os resultados dos testes univariados para os efeitos entre indivíduos, enquanto que a tabela 21 apresenta os resultados dos testes univariados para os efeitos intra indivíduos.

Com base na análise estatística apresentada na tabela 1, pode-se constatar através dos testes Lambda de Wilks, Traço de Pillai e Traço de Hotelling-Lawley, bem como o da Maior Raiz de Roy que se rejeita a hipótese de igualdade para o efeito tempo (perfis horizontais).

Tabela 1 – Teste da hipótese de não efeito do tempo

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 Hotelling-Lawley	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 tabelas 2, 3 e 4.

Tabela 2 – Teste da hipótese de não efeito do tempo X espaçamento

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 Hotelling-Lawley	0,12834073	1,10	0,3717
Maior Raiz de Roy	0,11838474	2,07	0,0937

Tabela 3 – Teste da hipótese de não efeito do tempo X altura de corte

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 Hotelling-Lawley	0,07388928	0,63	0,7491
Maior Raiz de Roy	0,06001991	1,05	0,3877

Tabela 4 – Teste da hipótese de não efeito do tempo X espaçamento X corte

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 Hotelling-Lawley	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 tempoXespaçamentoXcorte. 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).

Mesmo que houvesse sido empregada a estatística univariada, os resultados com relação ao tempo e suas interações com os tratamentos seriam semelhantes (Tabela 5).

Tabela 5 – Testes Univariados de Hipóteses para os efeitos Intra-Indivíduos

Fontes de variação	GL	SQ	QM	F	Pr>F
Tempo	4	13,6467	3,4117	29,87	<0,0001
Tempo*Espaçamento	8	0,9469	0,1184	1,04	0,3899
Tempo*Altura de Corte	8	0,6570	0,0821	0,72	0,5766
Tempo*Altura de Corte*Espaçamento	16	0,6164	0,0385	0,34	0,9473
Resíduo	288	32,9068	0,1142		

Realizadas as análises de variância para cada tempo, obteve-se os seguintes resultados (Tabela 6)

Tabela 6 – Resumo dos testes F para os tratamentos, em cada tempo

FV	GL	T ₁		T ₂		T ₃		T ₄		T ₅	
		F	Pr>F								
E	2	11,35	0,0001	12,65	0,0001	15,46	0,0001	16,52	0,0001	9,89	0,0002
AC	2	0,20	0,8161	0,20	0,8153	0,25	0,7818	0,59	0,5579	0,08	0,9252
E*AC	4	0,58	0,6765	0,63	0,6402	0,19	0,942	0,45	0,7681	0,11	0,9798

em que:

T_i = Tempo i (i=1,2,3,4,5);

FV = Fontes de Variação;

E = Espaçamentos;

AC = Alturas de corte;

GL = Graus de liberdade;

F = Valor do teste F calculado;

Pr>F = Probabilidade de significância;

Com base na tabela 6, observa-se que a variável espaçamento mostra efeito significativo em todas as medidas ao longo do tempo, ao passo que a altura de corte e sua interação com o espaçamento não apresentam efeito significativo.

O teste de Tukey para os pesos da biomassa (kg/parcela de 54m²) verde, por espaçamentos, em cada tempo observado, estão na tabela 7.

Tabela 7 – Teste de Tukey para os espaçamentos, em cada tempo

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

Médias unidas pelas mesmas letras não diferem entre si.

em que:

DMS = Diferença mínima significativa pelo teste de Tukey ao nível 5% de probabilidade;

E₁ = Espaçamento 0,5mX1,0m;

E₂ = Espaçamento 1,0mX1,0m;

E₃ = Espaçamento 1,5mX1,0m.

Observa-se que o espaçamento mais adensado E₁ produz mais biomassa em termos gerais, enquanto que o espaçamento E₃ 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 0,5mX1,0m

4,3 ± 1,2 t/ha para o espaçamento 1,0mX1,0m

2,8 ± 0,8 t/ha para o espaçamento 1,5mX1,0m

4.2 Discussão

Apesar de o espaçamento E_1 (0,5mX1,0m) 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 0,5mX0,5m 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/ha encontrada no espaçamento E_1 seja equivalente a uma produção de 10,0 a 13,2 t/ha no espaçamento de 0,5mX0,5m se deve levar em consideração o fato de que a matéria seca representa não mais que 40% da produção da biomassa. Entretanto o estudo de Lima 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.

Em Rondônia, Costa et al.(2001) mencionaram que as produções de matéria seca comestível estão em torno de 8 a 12 t/ha em período chuvoso e de 2 a 5 t/ha em período seco resultado não muito diferente do supra citado em Petrolina.

A região do campo experimental apresentou uma pluviosidade média anual de 685mm nos últimos 40 anos com um período chuvoso mais concentrado no período de março a julho. Tal fato enquadra o agreste caruaruense nas condições mencionadas por Salerno e Seiffert (1986) de adequação do cultivo da leucena em regiões com precipitação pluviométrica média anual entre 600 e 1700mm.

Viana et al. (1991) estudando a leucena no semi-árido cearense constatou que não houve diferença significativa entre os vários tipos de poda na produção de matéria verde, fato concordante com os resultados deste trabalho.

Farias et al.(2000) também verificaram a não influência da altura de corte na produção de matéria seca comestível da leucena na Paraíba.

5 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 (tabela 13), o que justifica uma análise multivariada.
- O delineamento medidas repetidas permite um efetivo acompanhamento ao longo do tempo da produtividade de biomassa de leucena por hectare em um experimento silvipastoril.
- A hipótese de perfis horizontais (não efeito do tempo) foi refutada (tabela 5).
- A hipótese de perfis paralelos (não efeito interativo tempo X tratamentos) não foi refutada (tabela 5).
- A hipótese de perfis coincidentes (não efeito dos tratamentos) foi refutada para o espaçamento, embora não para a altura do corte (tabelas 6 e 20)
- O espaçamento influi significativamente na produtividade de leucena.
- Alturas de corte do tronco variando de 20 a 60 cm não diferem estatisticamente entre si.
- 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 0,5mX1,0m produz mais biomassa que os outros espaçamentos testados nesta pesquisa (1,0mX1,0m e 1,5mX1,0)

REFERÊNCIAS

BAGGIO A. J. **Sinopse de algumas vantagens e desvantagens dos sistemas silvopastoris com Pinus sp.** Curitiba: EMBRAPA-URPFCS, 1983. 12p.

BAXTER, H. D.; MONTGOMERY, M.J.; OWEN, J.R. Comparison of soybean-grain sorghum silage with corn silage for lactating cows. **Journal Dairy Science**, Champaign, v. 67, n. 1, p. 88 – 96, 1984.

BÊDE, S. N. P. Et al. Identificação de fatores nutricionais limitantes da fixação simbiótica do nitrogênio atmosférico em leucena. **Revista Brasileira de Ciências do Solo**, Campinas, v. 9, p. 5-7, 1985.

BOGDAN, A. V. **Tropical pasture and fodder plants.** New York, Longman, 1977. 465p.

BOX, G. E. P. Some Theorems on Quadratic Forms Applied in the study of Analysis of Variance Problems: I - Effect of Inequality of Variance in the One-way Classification. **The Annals of the Mathematical Statistics**, Baltimore, v. 25, p. 290-302, 1954 a.

BOX, G. E. P. Some Theorems on Quadratic Forms Applied in the study of Analysis of Variance Problems: II - Effect of Inequality of Variance and of Correlatiion Between Error in the two - way classification. **The Annals of the Mathematical Statistics**, Baltimore, v. 25, p. 484-498, 1954 b.

BREWBAKER, J. L. Can there be such a thing as a perfect tree? **Agroforestry Today**, Nairobi, v. 1, n. 4, p. 4-7, 1989.

CARVALHO, M.M.: ALVIN, M.J. & CARNEIRO, J. C. Sistema agroflorestais pecuários: opções de sustentabilidade para áreas tropicais e subtropicais. EMBRAPA, 2001. 413 p.

CHAGAS, J. M.; KLUTHCOUSKI, J.; AQUINO, A. R. L. *Leucaena leucocephala* como adubo verde para a cultura de feijão em cerrado. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 16, n. 6, p. 809-814, 1981.

COSTA, N. de L; et al. **Formação e manejo de pastagens de leucena em Rondônia**. EMBRAPA, 2001. p.1-2

COSTA, N. de L. **Recomendações técnicas para o cultivo de leucena**. Porto Velho: EMBRAPA-UEPAE, 1987. 8 p. (Comunicado Técnico, 50).

CRAIG, A. M. ; BLYTHE L.L. Review of ruminal microbes relative to detoxification of plant toxins and environmental pollutants. In: COLEGATE S.M. ; DORLING P.R. (Ed.) **Plant Associated Toxins**. Wallingford: CAB International, 1994. p. 462-467.

CROWDER, M. J.; HAND, D. J. **Analysis of repeated measures**. London: Chapman e Hall/ CRC, 1990. 256p.

DIGGLE, P.J. An approach to the analysis of repeated measurements. **Biometrics**, Alexandria, v.44, p. 959 - 971, 1988.

DIGGLE, P.J, et al. **Analysis of longitudinal data**. 2. ed. Oxford: Oxford University Press Inc., 2002. 350 p. (Oxford Statistical Science Series 25).

DRUMOND, M. A. Leucena: Uma arbórea de uso múltiplo, para a região semi-árida do Nordeste Brasileiro In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE CAPTAÇÃO DE ÁGUA DE CHUVA NO SEMI-ÁRIDO. 3, 2001, Campina Grande. **Anais...** Campina Grande: Johan Gnadlinger, 2001. v.1. CD-ROOM.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de solos. Brasília, DF. Sistemas Brasileiros de Classificação dos Solos, 1999. 412 p.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA. Serviço nacional de levantamento e conservação de solos. Levantamento de média intensidade dos solos e avaliação da aptidão agrícola das terras do Triângulo Mineiro. Rio de Janeiro, 1982. 526 p. (Boletim Técnico 1).

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA. Sistemas Silvopastoris: uma alternativa para a Amazônia. Disponível em: <<http://www.seagri.ba.gov.br>> (Acesso em 10 ago. 2005).

FARIA, S.M.; JESÚS, R.M.; FRANCO, A. A. Field establishment of notulated *Leucaena leucocephala* k - 72. **Leucaena Research Reports**, v.6, p.14-16, 1985.

FARIAS, J.J. SILVA, D.S. & FILHO, J. L. Q. Aspectos Produtivos de Leucena (*Leucaena leucocephala* Lam.) em diferentes alturas e intervalos de cortes.

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. Contribuição da fixação biológica de N₂ na adubação verde. In; **Adubação Verde no Brasil**, Campinas: Fundação Cargil, 1984. p.199-215.

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).

FREITAS, A. R. et al. *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit.: cultura e melhoramento. São Carlos: EMBRAPA – UEPAE, 1991. 93 p. (Documentos, 12).

GEISSER, S.; GREENHOUSE, S. W. An Extension of Box's Results on the Use of the Distribution in Multivariate Analysis. **The Annals of Mathematical Statistic**. Baltimore, v. 29, p. 885 – 891,1958.

GUPTA, S.K., SHYAM, K.R.; DOHROO, N.P. Addition to seed mycoflora of french bean (*Phaseolus vulgaris* L.). **Plant Disease Reporter**, Washinton, v. 7, p. 271, 1992.

HAND, D. J.; TAYLOR, C. C. **Multivariate analysis of variance and repeated measures**. London: Chapman and Hall, 1987. 253 p.

HILL, G. D. *Leucaena leucocephala* for pastures in the tropics. **Herbage Abstracts**, Farnham Royal, v. 41, n.2, p. 112-119, 1971.

HUTTON, E. M. Breeding and selecting leucena for acid tropical soils. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 19, p. 263-274, 1984.

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.

HUYNH, H.; FELDT, L.S. Estimations of the Box Correction for degrees of freedom from sample data in randomized block and split-plot designs. **Journal of Educational Statistics**. v. 1, n. 1, p. 69-82, 1976.

HUYNH, H. Some approximate test for repeated measurement designs. **Psychometrika**, v. 43, n.2, p. 161 – 175, 1978.

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:

KLUTHCOUSKI, J. **Leucena**: uma alternativa para a pequena e média agricultura. 2 ed. Brasília: EMBRAPA, 1982. 12 p. (Circular Técnica, 6).

LIMA, P. C. F. **Comportamento de *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit. comparado com *Prosopis juliflora* (SW) DC e *Eucalyptus alba* Reinw ex Blume em Petrolina (PE), região semi-árida do Brasil**. 1982. 96 f. Dissertação (Mestrado em Eng. Florestal – Silvicultura) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1982.

LIMA, P. C. F. Espécies arbóreas e arbustivas de uso múltiplo na região semi-árida brasileira. In: CONGRESSO BRASILEIRO SOBRE SISTEMAS AGROFLORESTAIS, 1., 1994, Porto Velho. **Anais...** Colombo: EMBRAPA-CNPQ, 1994. v.1, p. 321-333. (Documentos, 27).

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.

MAGALHÃES, J. A. et al. Sistemas silvipastoris: alternativa para Amazônia. *Bahia Agrícola*. Salvador, BA, v.6, n.3, p. 52 – 54, nov. 2004.

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.

MENDES, B. V. **Alternativas tecnológicas para a agropecuária do semi-árido**. São Paulo: Nobel, 1985. p. 109-112. (Coleção Mossoroense, 266).

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.

MEUNIER, I. M. J. **Crescimento de mudas de *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit. Em função do uso de composto de resíduo urbano, adubação fosfatada e inoculação com *Rhizobium loti***. 1991. 110 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia, Ciência do Solo) – Universidade Federal Rural de Pernambuco, Recife, 1991.

MILLIKEN, G. A.; JOHNSON, D. E. **Analysis of messy data v. 1 designed experiments**. New York: Chapman e Hall, 1992. 473p.

MORRISON, D.F. **Multivariate statistical methods**. New York, Mc Graw-Hill, 1976, 388 p.

MULLER, K. E.; BARTON, C. N. Approximate power for repeated-measures ANOVA lacking sphericity. **Journal of the American Statistical Association**, local, v.84, p.549-555, 1989.

NATIONAL ACADEMY OF SCIENCES - NAS. *Leucaena*: promising forage and tree-crop for the tropics. Washington, 1977.

NEMEC, A. F. L. **Analysis of repeated measures and time series: an introduction with forestry examples**. Victoria, B.C.: Biometric Information Handbook n. 6, 1996. 83 p.

NETER, J.; WASSORMAN, W.; KUTNER, M. **Applied linear statistical models**.3.ed. Local: Editors Donnelley e Sons Company, 1990. 1181 p.

NITROGEN FIXING TREE ASSOCIATION – NFTA. **Leucaena**: wood production and use. Hawaii, 1985. 50 p.

RAO, C.R. **Linear statistical inference and its applications**. 2.ed. New York: J.Willey and Sons,1973. p. 417-420.

RIBASKI, J. **Comportamento da algaroba (Prosopis juliflora) e do capim Buffel (Cenchrus ciliaris), em plantio consorciado na região de Petrolina, PE**. 1987. 68f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

RIBEIRO, J. H. Leucena: Uma alfafa ao alcance de todos. **Globo Rural**, n. 13, p.20-29, out. 1996.

SALERNO, A. R.; SEIFFERT, N. F. *Leucaena*: características agrônômicas e recomendação de manejo. Florianópolis: EMPASC, 1986. 9p. (Comunicado técnico, 105).

SEBER, G.A.F. **Multivariate observations**. New York: Jonwiley & Sons, Inc. 1984. 624 p.

SEIFFERT, N. F. Manejo de leguminosas forrageiras arbustivas de clima tropical. In: SIMPÓSIO SOBRE MANEJO DA PASTAGEM, 9. 1988, Piracicaba. **Anais...** FEALQ, 1988. p. 285-314.

SEIFFERT, N. F.; THIAGO, L. R. **Legumineira-cultura forrageira para a produção de proteína**. Campo Grande: EMBRAPA – CNPGC, Campo Grande,.1983. 52 p. (Circular técnica, 13).

SILVA, J. A. A.; SILVA, I. P. **Métodos estatísticos aplicados à pesquisa científica: uma abordagem para profissionais da pesquisa agropecuária**. Recife: Universidade Federal Rural de Pernambuco, 1999. 305 p.

SINGER, J.M.; ANDARDE, D.F. **Análise de dados longitudinais**. In: SIMPÓSIO NACIONAL DE PROBABILIDADE E ESTATÍSTICA, 7, 1986, Campinas. **Anais...**Campinas. Associação Brasileira de Estatística. 106 p.

SKERMAN, P.J. **Tropical forage legumes**. Rome: FAO, 1977. 610 p.

SOUZA, P. S. L.. et al. Escalonamento de processos: características, divergências e soluções. **Semana Paraense de Informática – SEPAI'98**, novembro de 1998.

SUDENE. **Recursos naturais do Nordeste**: investigação e potencial. Recife, 1972. 108 p.

TABACHNICK, B. G.; FIDELL, L. S..**Using multivariate statistics**. 2. ed. New York: Harper and Collins, 1989. 746 p.

VIANA, O. J. CARNEIRO, M. S. S. Plantas Forrageiras xerófilas – II – Leucena, (*Leucena leucocephala*) (Lam) de Wit., no semi-árido cearense. **Ciência Agrônômica**. Fortaleza, v.22, n. 1/2, p. 23-27, 1991.

VIEIRA, M. E. Q. **O feno de leucena *Leucaena leucocephala* (Lam) de Wit como ingrediente não ortodoxo de rações para frangos de corte**. 1992. 184 f. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) – Universidade Federal Rural de Pernambuco, Recife, 1992.

VILELA, E.; PEDREIRA, J. V. S. Efeitos de densidade de semeadura 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.

ANEXOS

Tabela 8 – Variável dependente LCP1 (Ic peso no tempo T1).

Fonte	GL	Soma de Quadrados	Quadrado médio	Valor F	Pr > F
Modelo	8	6.25473003	0.78184125	3.18	0.0038
Erro	72	17.70657666	0.24592468		
Total Corrigido	80	23.96130668			

Coeficiente de variação
15.54048

LCP1 Médio
3.191072

Fonte	GL	Tipo I SS	Quadrado médio	Valor F	Pr > F
esp	2	5.58172695	2.79086347	11.35	<.0001
corte	2	0.10026090	0.05013045	0.20	0.8161
esp*corte	4	0.57274218	0.14318554	0.58	0.6765

Gráfico 1 – Médias Marginais Estimadas de LCP1

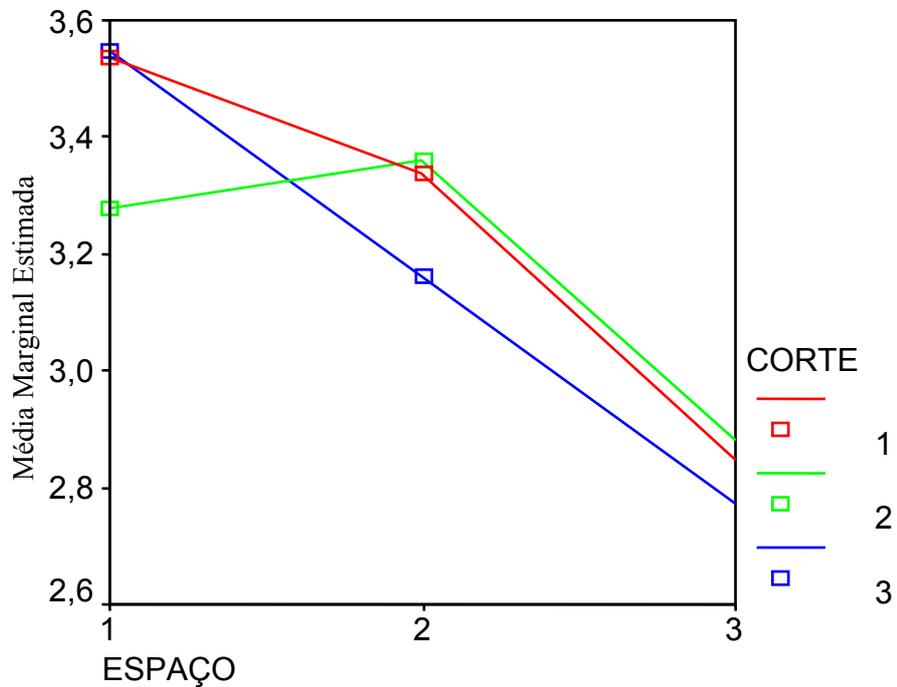


Tabela 9 – Variável dependente LCP2 (Icpeso no tempo T2).

Fonte	GL	Soma de Quadrados	Quadrado médio	Valor F	Pr > F
Modelo	8	6.26490244	0.78311281	3.53	0.0017
Erro	72	15.97200045	0.22183334		
Total Corrigido	80	22.23690289			

Coeficiente de variação
15.48129

LCP2 Médio
3.042329

Fonte	GL	Tipo I SS	Quadrado médio	Valor F	Pr > F
esp	2	5.61191645	2.80595823	12.65	<.0001
corde	2	0.09085492	0.04542746	0.20	0.8153
esp*corde	4	0.56213107	0.14053277	0.63	0.6402

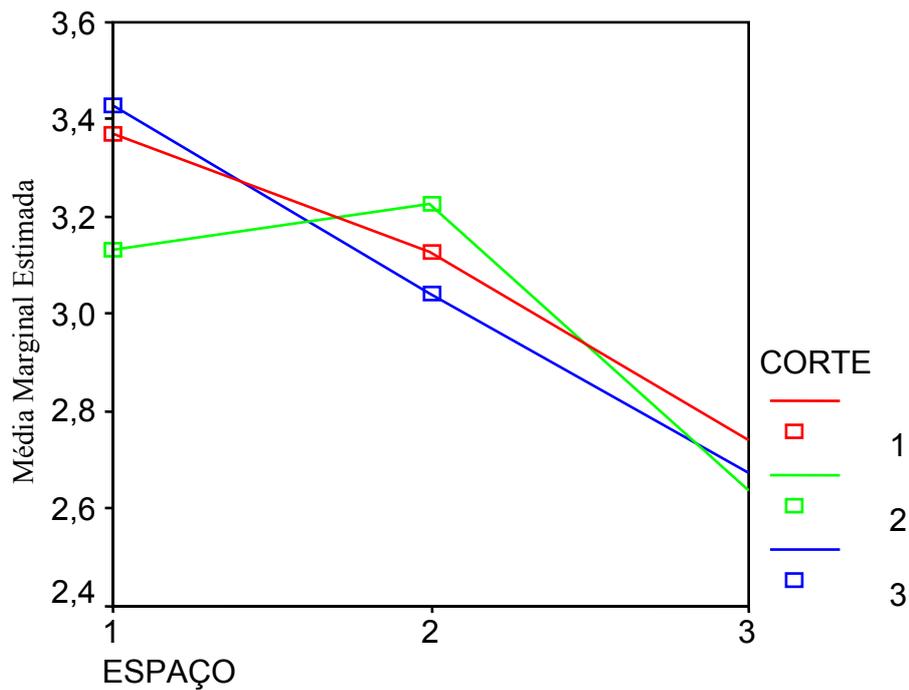
Gráfico 2 – Médias Marginais Estimadas de LCP2

Tabela 10 – Variável dependente LCP3 (Icpeso no tempo T3)

Fonte	GL	Soma de Quadrados	Quadrado médio	Valor F	Pr > F
Modelo	8	8.26266744	1.03283343	4.02	0.0005
Erro	72	18.49583437	0.25688659		
Total Corrigido	80	26.75850180			

Coeficiente de variação
16.88912

LCP3 Médio
3.000984

Fonte	GL	Tipo I SS	Quadrado médio	Valor F	Pr > F
esp	2	7.94308634	3.97154317	15.46	<.0001
corde	2	0.12689238	0.06344619	0.25	0.7818
esp*corde	4	0.19268872	0.04817218	0.19	0.9442

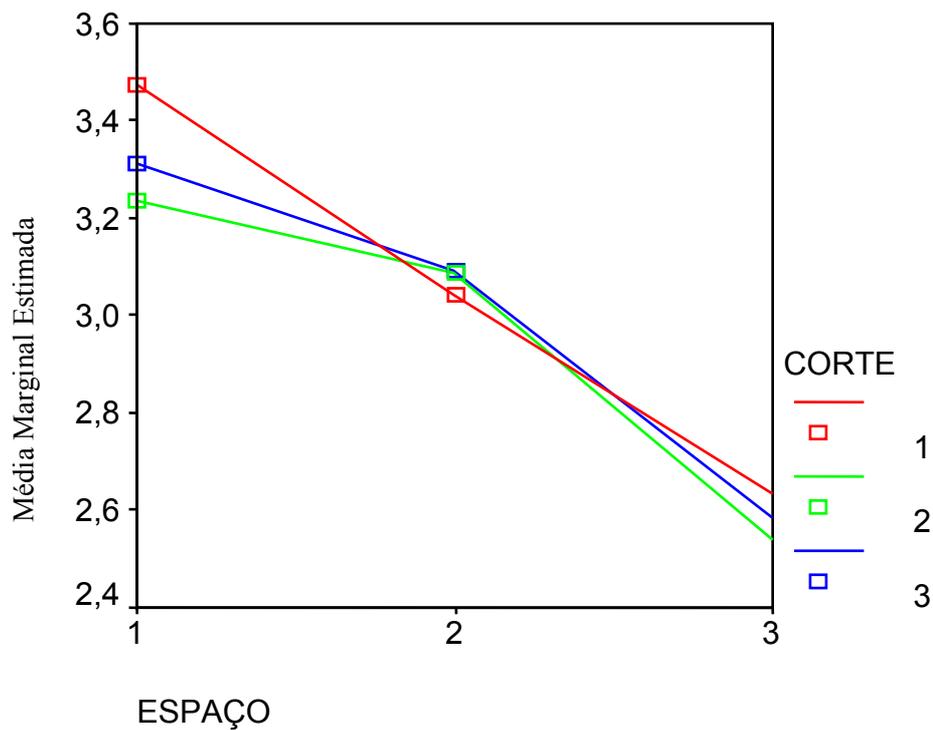
Gráfico 3 – Médias Marginais Estimadas de LCP3

Tabela 11 – Variável dependente LCP4 (Icpeso no tempo T4).

Fonte	DF	Soma de Quadrados	Quadrado médio	Valor F	Pr > F
Modelo	8	11.62150931	1.45268866	4.51	0.0002
Erro	72	23.21593789	0.32244358		
Total Corrigido	80	34.83744720			

Coeficiente de variação 19.19516 **LCP4 Médio** 2.958252

Fonte	GL	Tipo I SS	Quadrado médio	Valor F	Pr > F
esp	2	10.65477187	5.32738593	16.52	<.0001
corde	2	0.37936489	0.18968244	0.59	0.5579
esp*corde	4	0.58737255	0.14684314	0.46	0.7681

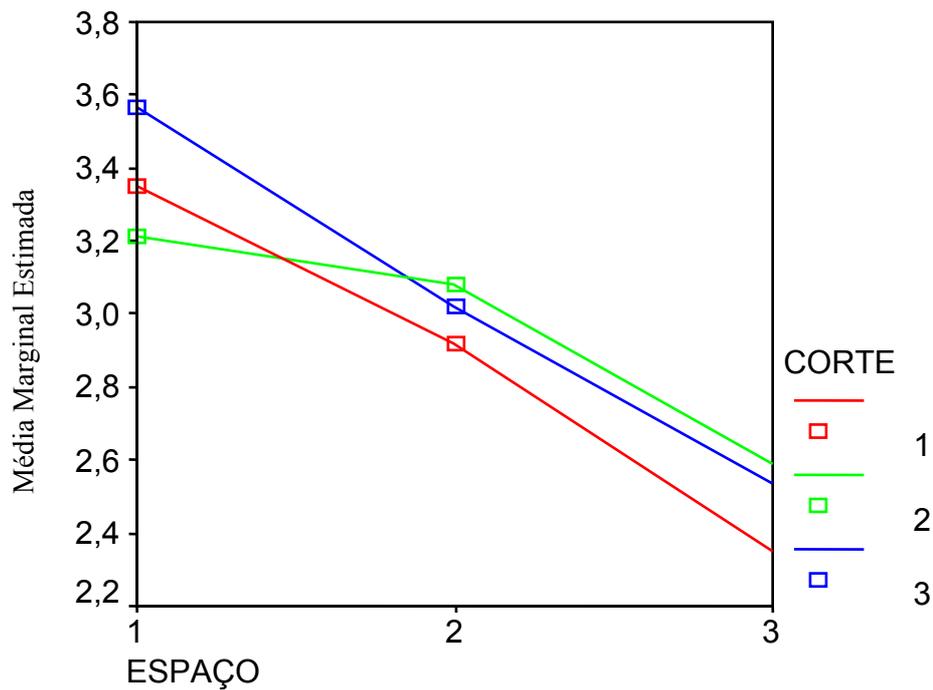
Gráfico 4 – Médias Marginais Estimadas de LCP4

Tabela 12 – Variável dependente LCP5 (Icpeso no tempo T5).

Fonte	DF	Soma de Quadrados	Quadrado médio	Valor F	Pr > F
Modelo	8	9.15388652	1.14423582	2.55	0.0168
Erro	72	32.35831440	0.44942103		
Total Corrigido	80	41.51220092			

Coeficiente de variação 25.45850 LCP5 Médio 2.633260

Fonte	GL	Type I SS	Quadrado médio	Valor F	Pr > F
esp	2	8.89213120	4.44606560	9.89	0.0002
corde	2	0.06994690	0.03497345	0.08	0.9252
esp*corde	4	0.19180842	0.04795211	0.11	0.9798

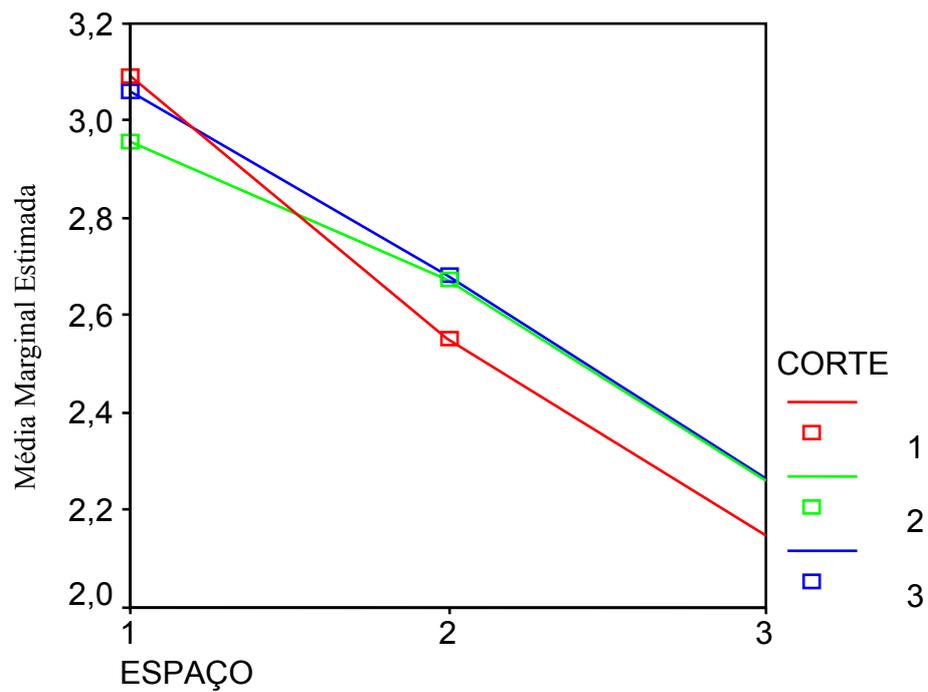
Gráfico 5 – Médias Marginais Estimadas de LCP5

Tabela 13 – Coeficientes de Correlação Parcial de Icpeso

Níveis de Informação das Medidas Repetidas

Variável dependente Nível do tempo	LCP1 1	LCP2 2	LCP3 3	LCP4 4	LCP5 5
---------------------------------------	-----------	-----------	-----------	-----------	-----------

Coeficientes de Correlação Parcial da Matriz de Erro SSCP / Prob > |r|

GL = 72	LCP1	LCP2	LCP3	LCP4	LCP5
LCP1	1.000000	0.892646 <.0001	0.857792 <.0001	0.498207 <.0001	0.356795 0.0019
LCP2	0.892646 <.0001	1.000000	0.908044 <.0001	0.606484 <.0001	0.478941 <.0001
LCP3	0.857792 <.0001	0.908044 <.0001	1.000000	0.609151 <.0001	0.452300 <.0001
LCP4	0.498207 <.0001	0.606484 <.0001	0.609151 <.0001	1.000000	0.809669 <.0001
LCP5	0.356795 0.0019	0.478941 <.0001	0.452300 <.0001	0.809669 <.0001	1.000000

E = Matriz de Erro SSCP

Coeficientes de Correlação Parcial da Matriz de Erro SSCP das
Variáveis definidas pela Transformação Especificada/ Prob > |r|

DF = 72	tempo_1	tempo_2	tempo_3	tempo_4
tempo_1	1.000000	0.944126 <.0001	0.918642 <.0001	0.610402 <.0001
tempo_2	0.944126 <.0001	1.000000	0.941868 <.0001	0.635621 <.0001
tempo_3	0.918642 <.0001	0.941868 <.0001	1.000000	0.653933 <.0001
tempo_4	0.610402 <.0001	0.635621 <.0001	0.653933 <.0001	1.000000

Tabela 14 – Testes de Esfericidade

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

Tabela 15 – Teste de Levene da Igualdade da Variância do Erro

CPeso	F	GL1	GL2	Sig.
CP1	,460	8	72	,880
CP2	,801	8	72	,604
CP3	1,404	8	72	,210
CP4	3,129	8	72	,004
CP5	4,066	8	72	,000

Testa a hipótese nula de que a variância do erro da variável dependente é igual através dos grupos,
no modelo LCPESO= Intercepto+ESPAÇO+CORTE+ESPAÇO*CORTE

Tabela 16 – Manova para a Hipótese de não efeito do tempo

Manova - Critérios de Teste e estatísticas F exatas para a **Hipótese de não efeito do tempo**
H = Matriz Tipo III SSCP para tempo
E = Matriz de Erro SSCP

S=1 M=1 N=33.5

estatísticas	Valor	Valor F	Num GL	Den GL	Pr > F
Lambda de Wilks	0.42426587	23.41	4	69	<.0001
Traço de Pillai	0.57573413	23.41	4	69	<.0001
Traço de Hotelling-Lawley	1.35701260	23.41	4	69	<.0001
Maior Raíz de Roy	1.35701260	23.41	4	69	<.0001

Tabela 17 – Manova para a Hipótese de não efeito tempo*esp

Manova - Critérios de Teste e estatísticas F exatas para a **Hipótese de não efeito tempo*esp**
H = Matriz Tipo III SSCP para tempo*esp
E = Matriz de Erro SSCP

S=2 M=0.5 N=33.5

estatísticas	Valor	Valor F	Num GL	Den GL	Pr > F
Lambda de Wilks	0.88533232	1.08	8	138	0.3786
Traço de Pillai	0.11571116	1.07	8	140	0.3844
Traço de Hotelling-Lawley	0.12834073	1.10	8	96.276	0.3717
Maior Raíz de Roy	0.11838474	2.07	4	70	0.0937

Tabela 18 – Manova para a Hipótese de não efeito tempo*corte

Manova - Critérios de Teste e estatísticas F exatas para a **Hipótese de não efeito tempo*corte**
H = Matriz Tipo III SSCP para tempo*corte
E = Matriz de Erro SSCP

S=2 M=0.5 N=33.5

estatísticas	Valor	Valor F	Num GL	Den GL	Pr > F
Lambda de Wilks	0.93047343	0.63	8	138	0.7491
Traço de Pillai	0.07030113	0.64	8	140	0.7451
Traço de Hotelling-Lawley	0.07388928	0.63	8	96.276	0.7491
Maior Raíz de Roy	0.06001991	1.05	4	70	0.3877

Tabela 19 – Manova para a Hipótese de não efeito tempo*esp*corte

Manova - Critérios de Teste e estatísticas F exatas para a **Hipótese de não efeito do tempo*esp*corte**
H = Matriz Tipo III SSCP para tempo*esp*corte
E = Matriz de Erro SSCP

S=4 M=-0.5 N=33.5

estatísticas	Valor	Valor F	Num GL	Den GL	Pr > F
Lambda de Wilks	0.79794245	1.01	16	211.44	0.4438
Traço de Pillai	0.20943908	0.99	16	288	0.4627
Traço de Hotelling-Lawley	0.24397882	1.04	16	132.12	0.4223
Maior Raíz de Roy	0.19732455	3.55	4	72	0.0106

NOTAS:a estatística F para a Maior Raíz de Roy é um limite superior .
a estatística F para o Lambda de Wilks é exata.

Tabela 20 – Testes Univariados de Hipóteses para os efeitos Entre Indivíduos

Fonte	GL	Tipo III SS	Quadrado médio	Valor F	Pr > F
esp	2	37.73670012	18.86835006	18.15	<.0001
corte	2	0.11032963	0.05516481	0.05	0.9484
esp*corte	4	1.49032091	0.37258023	0.36	0.8374
Erro	72	74.84181900	1.03946971		

Tabela 21 – Testes Univariados de Hipóteses para os efeitos Intra Indivíduos

Fonte	GL	Tipo III SS	Quadrado médio	Valor F	Pr > F	Adj Pr > F	
						G - G	H - F
tempo	4	13.64683512	3.41170878	29.86	<.0001	<.0001	<.0001
tempo*esp	8	0.94693269	0.11836659	1.04	0.4089	0.3851	0.3899
tempo*corte	8	0.65699036	0.08212379	0.72	0.6749	0.5600	0.5766
tempo*esp*corte	16	0.61642203	0.03852638	0.34	0.9928	0.9328	0.9473
Erro	288	32.90684476	0.11425988				

Tabela 22 – Valores do Epsilon de Greenhouse-Geisser e Huynh-Feldt

Greenhouse-Geisser Epsilon	0.4277
Huynh-Feldt Epsilon	0.4858

Tabela 23 – Amplitude Studentizada de Tukey(HSD) Teste para CP1 (espaço)

Alfa	0.05		
Graus de liberdade do erro	72		
Quadrado médio do erro	162.1855		
Valor crítico da amplitude Studentizada	3.38440		
Diferença Mínima Significativa	8.2948		
Grupos de Tukey	Média	N	esp
A	34.222	27	1
A	29.806	27	2
B	19.456	27	3

Tabela 24 – Amplitude Studentizada de Tukey(HSD) Teste para CP2 (espaço)

Alfa	0.05		
Graus de liberdade do erro	72		
Quadrado médio do erro	105.1327		
Valor crítico da amplitude Studentizada	3.38440		
Diferença Mínima Significativa	6.6784		
Grupos de Tukey	Média	N	esp
A	30.089	27	1
A	25.322	27	2
B	16.019	27	3

Tabela 25 – Amplitude Studentizada de Tukey(HSD) Teste para CP3 (espaço)

Alfa	0.05		
Graus de liberdade do erro	72		
Quadrado médio do erro	133.3378		
Valor crítico da amplitude Studentizada	3.38440		
Diferença Mínima Significativa	7.521		
Grupos de Tukey	Média	N	esp
A	30.611	27	1
A	24.861	27	2
B	14.963	27	3

Tabela 26 – Amplitude Studentizada de Tukey(HSD) Teste para CP4 (espaço)

Alfa				0.05
Graus de liberdade do erro				72
Quadrado médio do erro				134.908
Valor crítico da amplitude Studentizada				3.38440
Diferença Mínima Significativa				7.5652
Grupos de Tukey	Média	N	esp	
A	35.278	27	1	
B	21.639	27	2	
C	13.444	27	3	

Tabela 27 – Amplitude Studentizada de Tukey(HSD) Teste para CP5 (espaço)

Alfa				0.05
Graus de liberdade do erro				72
Quadrado médio do erro				106.6864
Valor crítico da amplitude Studentizada				3.38440
Diferença Mínima Significativa				6.7275
Grupos de Tukey	Média	N	esp	
A	26.523	27	1	
B	15.722	27	2	
B	10.370	27	3	

Médias com a mesma letra não são significativamente diferentes.

Tabela 28 – Amplitude Studentizada de Tukey(HSD) Teste para CP1 (corte)

Alfa				0.05
Graus de liberdade do erro				72
Quadrado médio do erro				162.1855
Valor crítico da amplitude Studentizada				3.38440
Diferença Mínima Significativa				8.2948
Grupos de Tukey	Média	N	corte	
A	29.057	27	1	
A	27.231	27	2	
A	27.194	27	3	

Tabela 29 – Amplitude Studentizada de Tukey(HSD) Teste para CP2 (corte)

Alfa				0.05
Graus de liberdade do erro				72
Quadrado médio do erro				105.1327
Valor crítico da amplitude Studentizada				3.38440
Diferença Mínima Significativa				6.6784
Grupos de Tukey	Média	N	corte	
A	24.367	27	1	
A	23.972	27	3	
A	23.091	27	2	

Tabela 30 – Amplitude Studentizada de Tukey(HSD) Teste para CP3 (corte)

Alfa				0.05
Graus de liberdade do erro				72
Quadrado médio do erro				133.3378
Valor crítico da amplitude Studentizada				3.38440
Diferença Mínima Significativa				7.521
Grupos de Tukey	Média	N	corte	
A	25.120	27	1	
A	22.704	27	3	
A	22.611	27	2	

Tabela 31 – Amplitude Studentizada de Tukey(HSD) Teste para CP4 (corte)

Alfa				0.05
Graus de liberdade do erro				72
Quadrado médio do erro				134.908
Valor crítico da amplitude Studentizada				3.38440
Diferença Mínima Significativa				7.5652
Grupos de Tukey	Média	N	corte	
A	25.556	27	3	
A	23.222	27	2	
A	21.583	27	1	

Tabela 32 – Amplitude Studentizada de Tukey(HSD) Teste para CP5 (corte)

Alfa				0.05
Graus de liberdade do erro				72
Quadrado médio do erro				106.6864
Valor crítico da amplitude Studentizada				3.38440
Diferença Mínima Significativa				6.7275
Grupos de Tukey	Média	N	corte	
A	18.599	27	3	
A	17.052	27	2	
A	16.965	27	1	

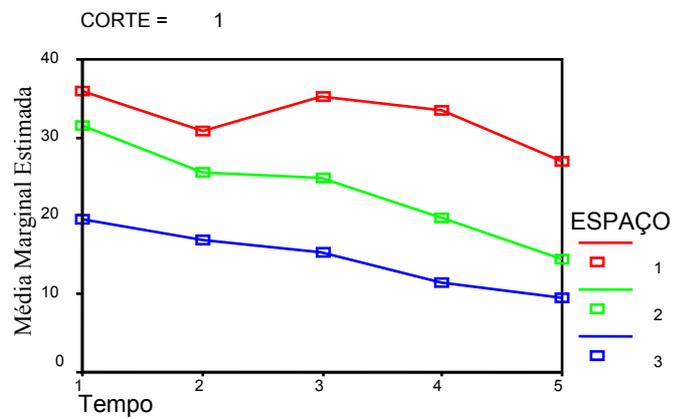
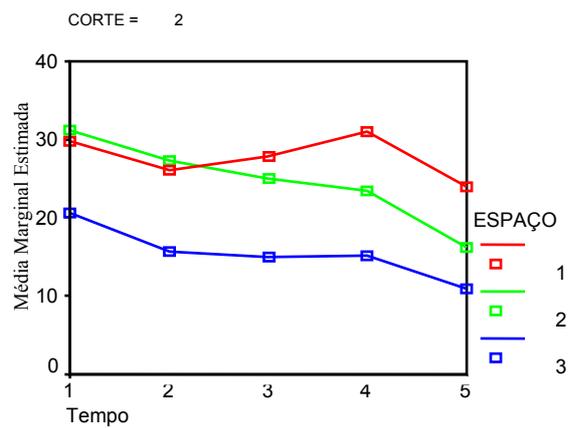
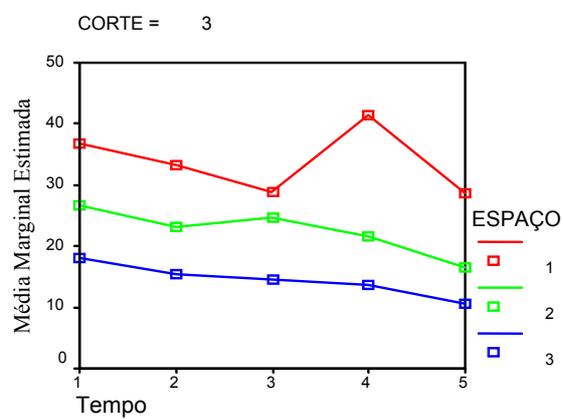
Gráfico 6 – Médias Marginais Estimadas de CPESO (espaço - corte 1)**Gráfico 7 – Médias Marginais Estimadas de CPESO (espaço - corte 2)****Gráfico 8 – Médias Marginais Estimadas de CPESO (espaço - corte 3)**

Gráfico 9 – Médias Marginais Estimadas de CPESO (corte - espaço 1)

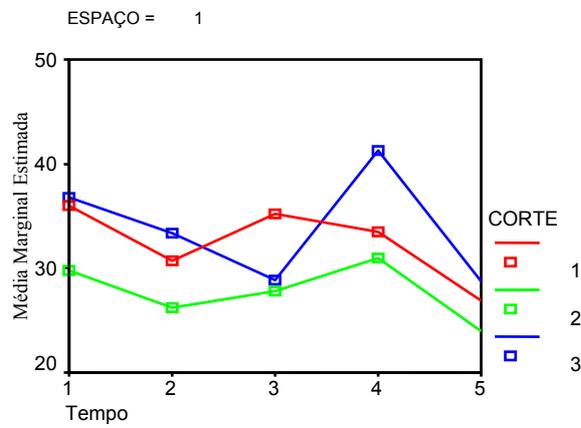


Gráfico 10 – Médias Marginais Estimadas de CPESO (corte - espaço 2)

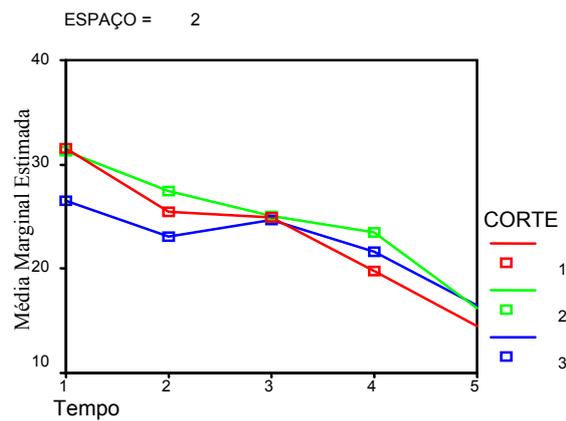


Gráfico 11 – Médias Marginais Estimadas de CPESO (corte - espaço 3)

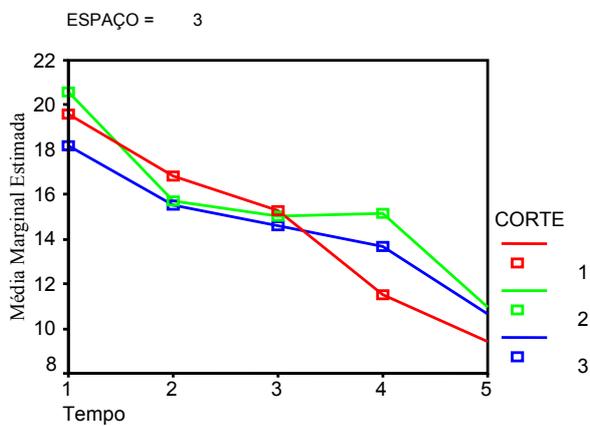


Tabela 33 – Estatísticas Descritivas

CPESO	ESPAÇO	CORTE	Média	Desvio Padrão	N
CP1	1	1	36,0000	11,97654	9
		2	29,8333	13,81801	9
		3	36,8333	14,67992	9
		Total	34,2222	13,39082	27
	2	1	31,5833	15,98681	9
		2	31,2500	11,82886	9
		3	26,5833	13,32760	9
		Total	29,8056	13,48171	27
	3	1	19,5889	10,94857	9
		2	20,6111	10,91953	9
		3	18,1667	9,87737	9
		Total	19,4556	10,22908	27
	Total	1	29,0574	14,47702	27
		2	27,2315	12,71203	27
		3	27,1944	14,54243	27
		Total	27,8278	13,78880	81
CP2	1	1	30,7667	10,12373	9
		2	26,1667	13,10057	9
		3	33,3333	12,31868	9
		Total	30,0889	11,83906	27
	2	1	25,5000	11,51561	9
		2	27,3833	11,14580	9
		3	23,0833	9,55167	9
		Total	25,3222	10,50313	27
	3	1	16,8333	7,66485	9
		2	15,7222	8,53343	9
		3	15,5000	6,37868	9
		Total	16,0185	7,30448	27
	Total	1	24,3667	11,16615	27
		2	23,0907	11,91158	27
		3	23,9722	11,94727	27
		Total	23,8099	11,54610	81
CP3	1	1	35,1667	14,38967	9
		2	27,8333	11,50000	9
		3	28,8333	8,00000	9
		Total	30,6111	11,62088	27
	2	1	24,9167	16,65599	9
		2	25,0000	13,56754	9
		3	24,6667	12,25191	9
		Total	24,8611	13,71890	27
	3	1	15,2778	7,25479	9
		2	15,0000	9,14125	9
		3	14,6111	6,99454	9
		Total	14,9630	7,55229	27
	Total	1	25,1204	15,28894	27
		2	22,6111	12,43025	27
		3	22,7037	10,86013	27
		Total	23,4784	12,87956	81
CP4	1	1	33,5000	17,77990	9
		2	31,0000	16,10318	9
		3	41,3333	17,60682	9
		Total	35,2778	17,10451	27
	2	1	19,7500	6,55982	9
		2	23,5000	10,29032	9
		3	21,6667	6,95971	9
		Total	21,6389	7,94734	27
	3	1	11,5000	4,67707	9
		2	15,1667	9,40744	9
		3	13,6667	4,58258	9
		Total	13,4444	6,54031	27
	Total	1	21,5833	14,23920	27
		2	23,2222	13,52887	27
		3	25,5556	16,03382	27
		Total	23,4537	14,54724	81
CP5	1	1	26,9333	15,56519	9
		2	23,9333	12,77096	9
		3	28,7000	17,99375	9
		Total	26,5222	15,11203	27
	2	1	14,5167	6,06424	9
		2	16,2333	7,84988	9
		3	16,4167	7,78127	9
		Total	15,7222	7,04743	27
	3	1	9,4444	4,14853	9
		2	10,9889	5,53386	9
		3	10,6778	4,94489	9
		Total	10,3704	4,76484	27
	Total	1	16,9648	12,13287	27
		2	17,0519	10,38822	27
		3	18,5981	13,58173	27
		Total	17,5383	11,97644	81

