

## MÉTODOS DE FORMAÇÃO DE PASTAGENS CONSORCIADAS DE DUAS ESPÉCIES DE *Brachiaria*, COM *Macrotyloma axillare* (E. Mey) Verdc. cv. Guatá<sup>(1)</sup>

JOSÉ ROBERTO CONSENTINO<sup>(2)</sup> e JOSÉ VICENTE SILVEIRA PEDREIRA<sup>(2)</sup>

**RESUMO:** Este trabalho foi conduzido no Instituto de Zootecnia, Nova Odessa/SP. O objetivo foi coletar dados que orientassem na formação de pastagens consorciadas. Foram testadas duas associações *Brachiaria decumbens* Stapf. cv. Basilisk consorciada com *Macrotyloma axillare* (E. Mey) Verdc. cv. Guatá e *Brachiaria brizantha* (Hoechst ex. A. Rich) Stapf. cv. Marandu também consorciada com a mesma leguminosa. Os tratamentos foram: 1. plantio simultâneo com adubação igual; 2. plantio simultâneo com adubação diferenciada (a gramínea não foi adubada); 3. plantio defasado (o capim só é plantado após o estabelecimento da leguminosa) com adubação igual e, 4. plantio defasado com adubação diferenciada. Foram avaliadas a disponibilidade de forragem e composição botânica. Concluiu-se que nenhum tratamento, após 22 meses de observações, poderia ser recomendado, devido à baixa persistência da leguminosa, evidenciando forte agressividade das gramíneas. Todavia novos trabalhos experimentais testando métodos de formação de pastagens consorciadas deverão ser realizados para melhores informações.

**Termos para indexação:** braquiária, macrotiloma, formação de pastos consorciados.

*Methods for establishment of grass - legume pasture - Brachiaria spp and Macrotyloma axillare*

**SUMMARY:** The objective of this trial was to evaluate methods for the establishment of grass-legume pastures. Two associations were tested: *Brachiaria decumbens* plus *Macrotyloma axillare* and *Brachiaria brizantha* plus the same legume. The treatments were: 1. seeding at the same time and fertilizing both plants; 2. As 1, but fertilizing only the legume; 3. seeding the legume some time before the grass and fertilizing both plants; 4. As 3, but fertilizing only the legume. Dry matter availability and visual estimates of percentage of participation of the plants were determined. Cows were allowed to graze the area leniently. After 22 months there was

(1) Projeto IZ 14.021/85. Recebido para publicação em dezembro de 1991.  
(2) Setor de Ecologia das Pastagens, Divisão de Nutrição Animal e Pastagens.

no differences between treatments showing low persistence of the legume and strong aggressiveness of the grasses.

Index terms: *Brachiaria decumbens*, *B. brizantha*, *Macrotyloma axillare*, grass-legume pasture establishment.

## INTRODUÇÃO

As pastagens brasileiras são constituídas exclusivamente de capins. Em razão de manejo inadequado e ausência de reposição de nutrientes no solo, grande parte dessas pastagens se encontra em processo de degradação.

Quando se dispõe de adubos nitrogenados, além da adubação básica de fósforo e potássio, são alcançados elevados níveis de produção animal sob pastejo. Do ponto de vista político-econômico do País, essa alternativa não pode ser adotada em larga escala, visto que os fertilizantes nitrogenados são de elevado custo e de disponibilidade limitada. Dentro dessa situação, o incremento da produção na pecuária brasileira, principalmente de corte, deve contar com pesquisas no uso de pastagens consorciadas de capins e leguminosas.

As leguminosas forrageiras já comprovaram experimentalmente que podem substituir a adubação nitrogenada a nível de 114kg de N/ha/ano, conforme CARRIEL et al. (1989) trabalhando com a consorciação do colônio com siratro. Os grandes problemas são a dificuldade do estabelecimento de pastagens consorciadas e a baixa persistência das leguminosas que não conseguem suportar a concorrência com a gramínea, principalmente com as do gênero *Brachiaria*. Considerando-se que os capins em questão são bastante cultivados em nosso meio, justamente pelos atributos de dominância (*Brachiaria decumbens* Stapf. cv. Basilisk e *Brachiaria brizantha* Stapf. cv. Marandu), ressalta-se a necessidade de pesquisa com os mesmos.

Vários métodos já foram testados para introduzir e manter as leguminosas em pastagens tropicais, BAROLI (1975), BIANCHINE et al. (1980), ANDRADE & FERREIRA (1981), LEITE et al. (1983) e ANDRADE (1985).

Os métodos testados para o plantio da leguminosa são bastante variados como: rebaixamento de gramínea com animal e/ou roçadeira; solo escarificado usando grade; plantio em sulco com o solo arado ou não; em superfície, na linha, ou a lanço; sementes compactadas

ou sem compactação; plantios com aplicação de calcário e fósforo. Foi possível evidenciar, que houve melhor germinação em solo que recebeu calcário, adubo e compactação da semente. As avaliações desses sistemas de plantio de leguminosas foram feitas pelo número de plantas por m<sup>2</sup>, ou pela produção de matéria seca por hectare. Nota-se que no transcorrer dos ensaios a participação da leguminosa vai diminuindo e da gramínea aumentando ficando esta última exclusiva na parcela. Nos poucos exemplos práticos de pastagens, com o correr do tempo, essa predominância também ocorre.

ROBERTS (1979) afirma: "é quase impossível para as leguminosas de crescimento lento competirem com gramíneas de crescimento rápido que são muito altas, tais como *Pennisetum purpureum* Schumach., ou que formam populações muito densas como *Digitaria decumbens* Stent. e *Brachiaria decumbens* Stapf. o que torna difícil o manejo de pastoreio dessas associações".

Este ensaio foi proposto com objetivo de fornecer mais uma opção para a formação do pasto consorciado. Foram testados os efeitos do plantio precoce da leguminosa e da adubação no incentivo à presença da mesma.

## MATERIAL E MÉTODOS

O trabalho experimental foi realizado no Instituto de Zootecnia, localizado no município de Nova Odessa-SP, situado a uma altitude de 550 m, com coordenadas de 22°41' latitude S e 47°18' de longitude W.Gr.

As análises químicas das amostras de solo coletadas em outubro de 1987 foram feitas pela Seção de Fertilidade de Solo do Instituto Agrônomo de Campinas-SP, e apresentaram os seguintes resultados: P = 9µg/cm<sup>3</sup> de T.F.S.A.; M.O. = 3,2%; K = 0,24; Ca = 2,8; Mg = 1,3; H + Al = 3,2; S = 4,3; T = 7,5meq./100cm<sup>3</sup> e V = 57%.

Foram estudados em parcelas (3,60 x 7,00m) quatro sistemas (tratamentos) de formação de pastagem consorciada, pela combinação de dois níveis de adubação (0 e 1) e duas épocas de plantio do capim,

junto e posterior ao da leguminosa. O delineamento experimental foi de blocos ao acaso com quatro repetições por tratamento. As forrageiras avaliadas foram *Brachiaria decumbens* Stapf. cv. Basilisk, *Brachiaria brizantha* (Hoechst ex. A. Rich) Stapf. cv. Marandu e o *Macrotyloma axillare* (E. Mey) Verdc. cv. Guatá. Os tratamentos foram: 1. plantio simultâneo (capim e leguminosa) com adubação igual; 2. plantio simultâneo com adubação diferenciada (somente a leguminosa é adubada); 3. plantio defasado (a leguminosa é plantada antes) com adubação igual, e; 4. plantio defasado com adubação diferenciada.

No tratamento adubação diferenciada a gramínea não recebeu adubo. A adubação realizada era constituída por 250kg de superfosfato simples, 200kg de cloreto de potássio e 40kg de F.T.E., por hectare. Não foi aplicado F.T.E. para as gramíneas. Nos tratamentos com adubação diferenciada, o total de adubo da parcela foi aplicado somente para a leguminosa.

O solo da área experimental foi anteriormente cultivado com soja (*Glycine max* L.).

Os plantios do marandu e do guatá nos tratamentos 1 e 2 (plantios simultâneos) foram realizados em 18/11/1987, e da decumbens e do guatá, também tratamentos 1 e 2 em 01/12/1987. Nos tratamentos 3 e 4 (plantio defasado) as gramíneas foram plantadas quando o guatá estava com cerca de 30cm de altura, o que ocorreu 57 dias após o plantio da leguminosa. O espaçamento era de 0,40m entre linhas, alternando-se gramínea e leguminosa.

Não foi realizada calagem, pois a saturação em bases (V) igual a 57% foi considerada suficiente para o desenvolvimento da leguminosa usada.

Após 111 dias do plantio simultâneo (18/11/87) e de 54 dias do plantio defasado (14/01/88) do marandu e do guatá; e de 113 dias do plantio simultâneo (01/12/87) e 55 dias do plantio defasado (27/01/88) da decumbens e do guatá, foram feitas amostragens para se avaliar a disponibilidade de forragem. Portanto em 08/03/88 amostrou-se o marandu mais o guatá e, em 22/03/88 a decumbens mais o guatá.

A amostragem foi realizada com auxílio de motoceifadeira, colhendo-se 4,86m<sup>2</sup> (2,7m x 1,8m) que representou 19,3% da área total da parcela. Desse material foram separadas e pesadas a leguminosa e a gramínea. Sub-amostras (cerca de 200g) foram secas em estufa de circulação de ar forçada a 65°C por 48 horas, para cálculo da produção de matéria seca. Todas as parcelas depois de amostradas, foram uniformizadas fazendo rebaixamento a 10cm de altura.

Em 28/04/88 foram colocadas 5 vacas secas, com peso aproximado de 450kg para pastejar as parcelas durante 6 dias consecutivos. Esse manejo, de colocar e retirar animais, foi adotado como norma deste ensaio, durante os 22 meses.

Através de conceitos subjetivos foram dadas notas para as linhas de plantio das gramíneas e da leguminosa para avaliação dos "stands". Em 12/05/88 foi realizada a primeira avaliação. Desprezando-se as linhas das bordaduras das parcelas foram dadas notas para 4 linhas de leguminosa e 3 linhas das gramíneas. As notas: 1,0 - péssimo; 2,0 - ruim; 3,0 - regular; 4,0 - bom e 5,0 - ótimo. A segunda avaliação foi feita em 04/01/90, após 74 dias da vedação da área.

No final do ensaio após 22 meses, foi avaliada a disponibilidade de matéria seca, das associações conforme realizado no primeiro corte; em 08/01/90 foi cortada a associação decumbens mais guatá; em 15/01/90 a associação marandu mais o guatá.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 1. Consorciação *Brachiaria decumbens* - *Macrotyloma axillare*.

Os resultados obtidos e apresentados no quadro 1, mostram que na primeira avaliação (22/01/1988) os tratamentos 1, 2 e 4 foram estatisticamente iguais, entretanto, o 1 foi superior ao 3 em disponibilidade de matéria seca. No tratamento 1, com 7,9t/ha apenas 4,9% era representado pela leguminosa, enquanto que no tratamento 3 (3,6t/ha), 91% era proporcionado pelo guatá.

Nos tratamentos com plantio defasado, foi dada a oportunidade para que a leguminosa tivesse bom desenvolvimento, mas essa vantagem não se concretizou no fim do ensaio, pois das 5,0t/ha de MS disponível no tratamento 3, apenas 5,1% era representada pela leguminosa, e no tratamento 4 (6,3t/ha), somente 1,0%.

No final do experimento (08/01/90) não houve diferença significativa entre os métodos de adubação e plantio testados com relação à disponibilidade de MS.

Analisando as médias das "notas subjetivas", que constam no quadro 2, observa-se que a decumbens no início, estava presente na linha do plantio recebendo nota de regular para bom, enquanto que o guatá de ruim para regular, no final a gramínea recebia ótimo e a leguminosa de péssimo para ruim.

### 2. Consorciação *Brachiaria brizantha* cv. Marandu - *Macrotyloma axillare*

Com os dados apresentados no quadro 3, observa-se que no início a disponibilidade de MS a 65°C

Quadro 1. Disponibilidade de matéria seca a 65° C (t/ha) da *Brachiaria decumbens* Stapf. associada com *Macrotyloma axillare* (E. Mey) Verdc.

Tratamentos (Sistema de plantio)	Disponibilidade de MS			
	1ª avaliação (22/03/88)		2ª avaliação (08/01/90)	
	Total t/ha	% leguminosa %	Total t/ha	% leguminosa %
1. Simultâneo e adubação igual	7,9a	4,9	4,6a	3,1
2. Simultâneo e adubação diferenciada	6,6ab	7,7	5,3a	6,8
3. Defasado e adubação igual	3,6 b	91,0	5,0a	5,1
4. Defasado e adubação diferenciada	4,5ab	77,5	6,3a	1,0
d.m.s.	3,6		-	
CV (%)	47,6		46,7	

Médias com letras diferentes, diferem estatisticamente (P < 0,05) pelo teste de Tukey.

Quadro 3. Disponibilidade de matéria seca a 65° C (t/ha) da *Brachiaria brizantha* cv. Marandu associada com *Macrotyloma axillare* (E. Mey) Verdc.

Tratamentos (Sistema de plantio)	Disponibilidade de MS			
	1ª avaliação (08/03/88)		2ª avaliação (15/01/90)	
	Total t/ha	% leguminosa %	Total t/ha	% leguminosa %
1. Simultâneo e adubação igual	10,6a	3,6	8,3a	1,7
2. Simultâneo e adubação diferenciada	11,1a	6,7	6,6a	3,7
3. Defasado e adubação igual	1,9 b	96,5	5,4a	6,3
4. Defasado e adubação diferenciada	1,8 b	97,1	9,3a	2,7
d.m.s.	3,0		-	
CV (%)	29,6		134,6	

Médias com letras diferentes, diferem estatisticamente (P < 0,05) pelo teste de Tukey.

Quadro 2. Notas subjetivas referentes à avaliação da presença das gramíneas e leguminosa no início e fim do ensaio.

Tratamentos (Sistema de plantio)	<i>B. decumbens</i> e Guatá				<i>B. brizantha</i> cv. Marandu e Guatá			
	início (12/05/88)		fim (04/01/90)		início (12/05/88)		fim (04/01/90)	
	G <sub>1</sub>	L	G <sub>1</sub>	L	G <sub>2</sub>	L	G <sub>2</sub>	L
1. Simultâneo e adubação igual	3,9 *	2,3	5,0	1,8	3,3	1,6	5,0	1,9
2. Simultâneo e adubação diferenciada	3,7	2,7	5,0	3,1	3,3	1,5	5,0	1,5
3. Defasado e adubação igual	2,7	2,5	5,0	1,7	1,6	2,5	5,0	2,2
4. Defasado e adubação diferenciada	4,0	2,3	5,0	1,2	1,6	2,6	5,0	2,1

G<sub>1</sub> - *Brachiaria decumbens* Stapf. cv. Basilisk

G<sub>2</sub> - *Brachiaria brizantha* (Hoechst ex. A. Rich) Stapf. cv. Marandu

L - *Macrotyloma axillare* (E. Mey.) Verdc. cv. Guatá

\* - Notas subjetivas de 1,0 (péssimo) a 5,0 (ótimo).

no tratamento 1 (10,6t/ha) não diferiu do tratamento 2 (11,1t/ha), mas ambos foram superiores aos tratamento 3 (1,9t/ha) e 4 (1,8t/ha).

Verifica-se portanto que na implantação do ensaio o fator plantio defasado (tratamentos 3 e 4) acarretou baixa quantidade de matéria seca porém, com

participação muito maior da leguminosa. Conforme já visto, porém a agressividade do capim, após algum tempo, eliminou as diferenças entre tratamentos. Quanto ao fato da não observância do efeito de ausência de adubação dos capins, pode-se sugerir que, apesar do nível de P ( $9\mu\text{g}/\text{cm}^3$  de T.F.S.A.) na análise de solo do local, o efeito residual da adubação do cultivo anterior de soja grão tenha interferido nesse comportamento.

Na avaliação "subjetiva" (quadro 2) no início do ensaio, a nota atribuída ao capim-marandu variou de ruim a regular, e a do guatá era ruim; no final a gramínea recebeu nota ótima e a leguminosa de péssima a ruim.

Os resultados deste trabalho, estão de acordo com os autores consultados, quanto à dificuldade de se manter uma associação de gramíneas e leguminosas forrageiras de clima tropical.

### CONCLUSÕES

1. Estudos para formação de pastagens consorciadas devem ser feitos, testando o *Macrotyloma axillare* com outras gramíneas forrageiras, principalmente as com hábito de crescimento cespitoso.
2. O espaçamento entre as linhas da gramínea e da leguminosa deve ser maior que 0,40m (usada neste ensaio), evitando a concorrência precoce.
3. O uso de bovinos como auxiliar na condução do experimento sobre formação de pastagens consorciadas, elimina a dúvida que sempre fica se não

foi a frequência de corte com ceifadeira que prejudicou o estabelecimento da leguminosa.

### REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDRADE, I.F. Métodos de introdução de leguminosas em pastagem nativa de cerrado. R. Soc. bras. Zoot., Viçosa, MG, 14(2):151-8, 1985.
- \_\_\_\_\_ & FERREIRA, I.G. Introdução de leguminosas tropicais em pastagem estabelecida de capim-jaraguá. R. Soc. bras. Zoot., Viçosa, MG, 10(3):427-49, 1981.
- BAROLI, E.A. Adubação química e semeio de leguminosa em pastagem de capim gordura (*Melinis minutiflora* Beauv.) sob o pastejo rotacionado. Tese de Mestrado. Viçosa, MG, Universidade Federal de Viçosa, 1975. 27f.
- BIANCHINE, D.; ABRAMIDES, P.L.G. & SARTINI, H.J. Introdução de soja-perene comum (*Glycine wightii* Verdc.) em pastagem predominantemente formada por capim gordura (*Melinis minutiflora* Pal. de Beauv.). B. Indústria. anim., Nova Odessa, SP, 37(1):59-65, 1980.
- CARRIEL, J.M.; ABRAMIDES, P.L.G.; COLOZZA, M.T. & WERNER, J.C. Efeito de níveis de fósforo, potássio e molibdênio na associação capim-colômbio e siratro. B. Indústria. anim., Nova Odessa, SP, 46(1):75-98, 1989.
- LEITE, V.B.O.; ABRAMIDES, P.L.G. & BIANCHINE, D. Comparação de quatro sistemas de semeadura mecanizada no estabelecimento de pastagens consorciadas em solo arenoso de cerrado. Fase II. Manutenção sob pastejo. B. Indústria. anim., Nova Odessa, SP, 40(1):63-73, 1983.
- ROBERTS, C.R. Algunas causas comunes del fracaso de praderas de leguminosas y gramíneas tropicales en fincas comerciales y posibles soluciones. In: L. E. TERGAS & P. A. SANCHES, eds. Producción de pastos ácidos de los trópicos. Cali, Colômbia, CIAT, 1979. p.427-45.

## INFLUÊNCIA DE TRANSFORMAÇÕES DE DADOS SOBRE A ESTIMAÇÃO DOS COMPONENTES DE VARIÂNCIA<sup>(1)</sup>

IVANI POZAR OTSUK<sup>(2)</sup>, DECIO BARBIN<sup>(3)</sup> e JOSÉ EDUARDO CORRENTE<sup>(4)</sup>

**RESUMO:** Os modelos de efeitos aleatórios têm sido usados com muita frequência na experimentação, principalmente no melhoramento genético. O uso de tais modelos leva a estimar os componentes de variância, cujos métodos são bastante discutidos na literatura. Quando não se pode supor uma distribuição normal dos dados, é recomendado o uso de transformações que normalizem esses dados e se tenha homogeneidade de variâncias. Essas transformações têm sido indicadas por vários autores dependendo da distribuição dos dados. Assim, utilizando-se a proporção de variação explicada e feita uma simulação de um modelo inteiramente ao acaso com dados balanceados, analisou-se o efeito da transformação sobre as estimativas de componentes de variância para os efeitos de tratamentos e resíduo supondo distribuição Binomial e Poisson. O método utilizado para a estimação dos componentes de variância foi o de Máxima Verossimilhança Restrita e para gerar os dados usaram-se as subrotinas do Sistema SAS. Verificou-se que, as proporções de variações explicadas não diferiram muito na presença de transformações, confirmando as indicações da literatura de que para se estimarem os componentes de variância, não é necessário que os dados sigam uma distribuição normal.

**Termos para indexação:** Componentes de variância, transformação, estatística aplicada, genética - estatística, Método da Máxima Verossimilhança Restrita.

### *Influence of data transformations on estimation of variance components*

**SUMMARY:** Models with random effects are being used intensively in researches for genetic breeding. Application of these models is done to get estimation of variance components, although the methods used these estimations are get largely discussed in the literature. When data are not normally distributed, it is suggested the use of the data transformation that normalizes these data and get homogeneous variance. These transformations are being

(1) Projeto IZ 14-021/89. Recebido para publicação em outubro de 1991.  
(2) Seção de Estatística e Técnica Experimental, Divisão de Técnica Básica e Auxiliar.  
(3) Prof. Titular do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ/USP.  
(4) Prof. Assistente do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ/USP.

indicated by several authors considering the data distributions. Thus, using a proportion accounted for the explained variance and by simulation in a model for a completely randomized design, it was analysed the effect of the data transformation on the estimation of variance components for treatment effects and it was supposed that data follow the Binomial and Poisson distributions. The method used for estimation of variance components was the Restricted Maximum Likelihood and to get these data it was utilized the subroutines of SAS system. It was verified that the proportion of explained variances demonstrated no great differences when the data were transformed, and it was confirmed the literature indication that for variance components estimation it is not necessary the normal distribution of the data.

Index terms: Variance components, transformation, applied statistics, genetic - statistics, restricted maximum likelihood.

## INTRODUÇÃO

Os componentes de variância, que são variâncias associadas aos efeitos aleatórios de um modelo matemático, têm grande importância e aplicação tanto no melhoramento vegetal quanto animal (obtenção de índices de repetibilidade, coeficientes de herdabilidade, entre outros) bem como em outras áreas, tais como médica e industrial.

Existem hoje vários métodos de estimação dos componentes de variância cuja eficiência é bastante discutida, devido ao fato de nem sempre obterem-se estimadores com propriedades ótimas (não viciado, variância mínima), em geral, quando se trata de modelos não balanceados.

Um outro problema que ainda surge é a distribuição amostral dos dados experimentais. Para se fazer a estimação de componentes de variância, não precisamos ter normalidade dos dados, mas para os testes de efeitos do modelo, essa suposição faz-se necessária. Em tais casos, em geral é preciso recorrer a uma transformação dos dados, tendo em vista o comportamento da média e da variância de cada tratamento.

BARTLETT (1936) afirmou que a análise da variância não pode ser usada sem consideração cuidadosa sobre a variação que ocorreu realmente com os dados. Portanto, para estabilizar a variância, quando se têm dados em que o desvio padrão é proporcional à média, pode-se utilizar a transformação logarítmica, enquanto que, quando se tem a variância proporcional à média, a transformação raiz quadrada.

Segundo BARTLETT (1947) os requisitos para uma transformação ideal são:

a) a variância da variável transformada não deve depender da média dessa variável;

b) a média aritmética da variável transformada deve ser normalmente distribuída;

c) a média aritmética da variável transformada deve ser estimativa da média verdadeira;

d) os efeitos reais devem ser lineares e aditivos.

Segundo COCHRAN (1947) a heterogeneidade das variâncias pode ser classificada como regular ou irregular. A heterogeneidade do tipo regular usualmente decore da não normalidade dos dados, existindo uma certa relação entre a média e a variância dos vários tratamentos. Sendo conhecida a distribuição da qual são provenientes os dados, a relação entre a média e a variância dos tratamentos é também conhecida e, assim os dados podem ser transformados de modo que passem a ter distribuição aproximadamente normal e as médias e variâncias independentes, resultando em variâncias homogêneas. A heterogeneidade do tipo irregular quando aparentemente não existe relação entre médias e variâncias. Neste caso, o procedimento empregado é omitir certos tratamentos ou subdividi-los de tal forma que, com os tratamentos restantes, ou dentro de cada subdivisão, tenha-se também a homocedasticidade.

DEMÉTRIO (1978), visando à estabilização das variâncias, cita as transformações:

a)  $\sqrt{x}$  : variáveis binomiais (porcentagem);

b) raiz quadrada : variável Poisson - variância proporcional à média;

c) logarítmica : variância proporcional ao quadrado da média;

d) arco seno hiperbólico : variáveis binomiais negativas.

O objetivo deste trabalho é verificar as possíveis alterações que as transformações de dados podem trazer às estimativas dos componentes de variância, quando os dados seguem uma distribuição Binomial e Poisson. Isso é feito analisando a proporção de variação explicada com os dados sem transformação e com as transformações propostas na literatura.

## MÉTODOS

Para a verificação da proporção de variação explicada, com dados originais e transformados, foi escolhido o modelo inteiramente ao acaso com efeitos aleatórios e feita uma simulação de dados que seguem uma distribuição Binomial e Poisson.

Foram simulados 500 experimentos para cada distribuição, escolhendo-se 4 tratamentos e 100 repetições num total de 400 dados para cada simulação, sendo apresentados no presente trabalho 100 experimentos para cada distribuição.

Para a geração dos dados das distribuições de Poisson e Binomial, foram utilizadas as funções aleatórias do Sistema SAS (1987a, 1987b) (Statistical Analysis System).

Para a distribuição de Poisson, utilizou-se a função aleatória RANPOI, que exige o parâmetro  $\lambda > 0$  da distribuição, mais um valor inicial, semente, chamado "SEED" para iniciar o processo, cuja forma é expressa por:

RANPOI(SEED,  $\lambda$ )

Foram escolhidos os valores:

amostra 1:  $\lambda_1 = 1$

amostra 2:  $\lambda_2 = 2$

amostra 3:  $\lambda_3 = 3$

amostra 4:  $\lambda_4 = 4$

que produzem médias de tratamentos, diferentes para cada experimento. Os dados foram obtidos atribuindo-se valores diferentes para "SEED" para cada simulação, uma vez que para o mesmo valor inicial, a subrotina RANPOI gera o mesmo valor.

A seguir foram utilizadas as transformações  $\sqrt{x+0,5}$ ,  $\log(x+0,5)$  e também foram feitos testes para homogeneidade de variâncias.

Para a distribuição Binomial utilizou-se a função aleatória RANBIN, que exige os parâmetros  $n$  e  $p$  da

distribuição Binomial onde  $n > 0$  inteiro,  $0 < p < 1$  e, também, a semente "SEED" para iniciar o processo, cuja forma é expressa por:

RANBIN (seed,  $n, p$ )

Essa função gera observações de uma variável Binomial com média  $np$  e variância  $np(1-p)$ .

Foram escolhidos os valores:

amostra 1:  $n_1 = 10$ ,  $P_1 = 0,01$

amostra 2:  $n_2 = 9$ ,  $P_2 = 0,05$

amostra 3:  $n_3 = 8$ ,  $P_3 = 0,1$

amostra 4:  $n_4 = 7$ ,  $P_4 = 0,15$

produzindo médias de tratamentos, diferentes para cada experimento, mudando-se sempre a semente "SEED".

As transformações utilizadas neste caso foram:  $\sqrt{x+0,5}$ ,  $\log(x+0,5)$  e  $\arcsin \sqrt{x/100}$ . De maneira análoga à anterior foram feitos testes para homogeneidade de variâncias.

Para a estimação dos componentes de variância usou-se o procedimento PROC VARCOMP do SAS e o método utilizado foi o de Máxima Verossimilhança Restrita (MVR), pois, para dados balanceados são equivalentes aos estimadores da análise de variância (CORBEIL & SEARLE, (1976)) e, também, para evitar o aparecimento de variâncias negativas.

Como os valores das estimativas dos componentes de variância obtidos com dados transformados e não transformados não são comparáveis, pois apresentam unidades de medidas distintas de acordo com a transformação usada, comparamos as porcentagens em relação à estimativa da variância total, ou seja, à proporção de variação explicada, que é dada por:

$$\phi_t = \frac{\hat{\sigma}_t^2}{\hat{\sigma}_{total}^2} \times 100$$

onde:

$\phi_t$  é a proporção da variação explicada devida a tratamentos.

$\hat{\sigma}_t^2$  é a estimativa do componente de variância devida a tratamentos.



$\hat{\sigma}_{total}^2$  é a estimativa do componente de variância total.

Portanto:

$$\hat{\sigma}_{total}^2 = \hat{\sigma}_t^2 + \hat{\sigma}_\epsilon^2$$

$\hat{\sigma}_\epsilon^2$  é a estimativa do componente de variância residual.

**RESULTADOS E DISCUSSÃO**

De acordo com os dados simulados segundo o modelo inteiramente ao acaso, distribuição de Poisson, as estimativas dos componentes de variância para efeitos de tratamentos dos dados originais e transformados, utilizando-se as transformações Raiz Quadrada e Logarítmica, são apresentados no Quadro 1. O método de estimação usado foi o de Máxima Verossimilhança Restrita.

Quadro 1. Valores de  $\hat{\sigma}_t^2$  para dados simulados com distribuição de Poisson no modelo inteiramente ao acaso, para 100 experimentos, usando-se dados sem transformação (x) e com as transformações  $\sqrt{x + 0,5}$  e  $\log(x + 0,5)$

N	x	$\sqrt{x + 0,5}$	$\log(x + 0,5)$
001	1,682736	0,158603	0,056124
002	1,611740	0,148990	0,005115
003	1,697881	0,159224	0,055524
004	2,113456	0,197377	0,055524
005	1,397301	0,134996	0,048777
006	1,717586	0,142814	0,043379
007	1,848749	0,166410	0,054822
008	1,458323	0,135849	0,048298
009	1,779607	0,170821	0,061008
010	1,863434	0,136554	0,043181
011	1,571288	0,153519	0,055992
012	1,559681	0,148084	0,055893
013	1,841126	0,160584	0,052866
014	1,680820	0,140885	0,044345
015	1,764221	0,153764	0,050638
016	1,525587	0,147954	0,052945
017	1,652522	0,163201	0,059559
018	1,602986	0,149712	0,051539
019	1,627604	0,149612	0,051476
020	1,949466	0,168307	0,053760
021	1,919469	0,167094	0,053409
022	1,652269	0,151464	0,051763
023	0,152353	0,196355	0,066722
024	1,853072	0,173904	0,061898
025	1,350828	0,123126	0,039964
026	1,512776	0,140361	0,048793
027	1,461244	0,132213	0,045352
028	1,689360	0,147333	0,049382
029	1,495755	0,130360	0,041306
030	1,513994	0,137105	0,047603
031	1,536313	0,148680	0,053448
032	1,591622	0,142658	0,047603
033	1,495298	0,143568	0,051446
034	1,871089	0,163439	0,053373
035	1,963622	0,171679	0,056827
036	1,219583	0,117548	0,041896
037	1,692226	0,160429	0,056716
038	1,703098	0,159199	0,055890
039	1,825457	0,179388	0,066816
040	1,975782	0,180434	0,061867

continua →

continuação do quadro 1:

N	x	$\sqrt{x + 0,5}$	$\log(x + 0,5)$
041	1,599606	0,143103	0,046858
042	2,054323	0,187023	0,063085
043	1,720271	0,164889	0,059420
044	2,048123	0,184052	0,064065
045	1,248024	0,115243	0,039606
046	1,841761	0,168047	0,057632
047	1,533541	0,149386	0,054249
048	2,070149	0,181506	0,059473
049	2,130082	0,185586	0,060900
050	1,696328	0,152653	0,052092
051	1,244669	0,111837	0,036431
052	1,466975	0,140238	0,050040
053	1,489911	0,131986	0,042819
054	1,536718	0,144426	0,050253
055	1,329602	0,117905	0,040363
056	1,535670	0,138595	0,046232
057	1,723987	0,162313	0,057132
058	1,554672	0,150611	0,053684
059	1,831115	0,165862	0,056847
060	1,447952	0,136629	0,047706
061	1,941850	0,187249	0,068904
062	1,388691	0,127171	0,042976
063	1,889659	0,172614	0,058804
064	1,410791	0,121958	0,038381
065	1,571365	0,143772	0,049004
066	1,826818	0,171581	0,059812
067	1,344924	0,117247	0,037631
068	1,684581	0,160980	0,056745
069	1,702995	0,155390	0,052506
070	1,322632	0,119764	0,040565
071	1,745218	0,160411	0,056148
072	1,833240	0,171605	0,060715
073	1,647426	0,143898	0,047432
074	1,309106	0,116226	0,037749
075	1,843188	0,164177	0,063818
076	1,767421	0,163746	0,056978
077	2,308586	0,198333	0,063670
078	1,545830	0,143890	0,051020
079	1,824688	0,164908	0,056686
080	1,626497	0,155038	0,054582
081	1,611477	0,136554	0,043181
082	1,716619	0,159035	0,054464
083	1,490614	0,138016	0,047715
084	1,345516	0,124345	0,047715
085	1,530159	0,153105	0,057817
086	1,676122	0,148895	0,049754
087	1,632930	0,149555	0,051267
088	1,708022	0,163819	0,059163
089	1,650704	0,152123	0,050833
090	1,950912	0,179168	0,067930
091	1,045392	0,103028	0,037443
092	2,082250	0,202548	0,076457
093	1,544819	0,139476	0,046986
094	1,389454	0,133213	0,047354
095	1,412528	0,120942	0,038374
096	1,718754	0,158622	0,055534
097	1,842422	0,154594	0,048465
098	1,519605	0,140713	0,038836
099	1,502153	0,139794	0,048522
100	1,866832	0,184020	0,070085

No Quadro 2 têm-se as estimativas dos componentes de variância residual.

A porcentagem de variação explicada em relação ao total, para efeito de tratamentos dos dados sem transformação e, com transformações Raiz Quadrada e

Quadro 2. Valores de  $\hat{\sigma}_\epsilon^2$  para dados simulados com distribuição de Poisson no modelo inteiramente ao acaso, para 100 experimentos, usando-se dados sem transformação  $\sqrt{x + 0,5}$  e  $\log(x + 0,5)$

N	x	$\sqrt{x + 0,5}$	$\log(x + 0,5)$
001	2,577651	0,2152550	0,077786
002	2,341792	0,199027	0,072903
003	2,289393	0,202409	0,077644
004	2,592348	0,218410	0,073168
005	2,609949	0,225328	0,082786
006	2,728030	0,225926	0,080387
007	2,347500	0,213352	0,082942
008	2,695908	0,219405	0,076581
009	2,116792	0,190791	0,073797
010	2,698326	0,211968	0,072089
011	2,171665	0,192334	0,072084
012	2,744620	0,228375	0,082004
013	2,600656	0,216880	0,077042
014	2,520378	0,212115	0,078767
015	2,956186	0,225865	0,077404
016	2,144948	0,184048	0,066772
017	2,141868	0,182530	0,065703
018	2,486084	0,207810	0,073405
019	2,417145	0,207489	0,075666
020	2,366717	0,202559	0,074747
021	2,235302	0,189511	0,069180
022	3,086414	0,249086	0,086953
023	2,707196	0,209916	0,072401
024	2,569393	0,204937	0,071809
025	2,367171	0,200410	0,071164
026	2,751540	0,243225	0,090854
027	2,615505	0,266337	0,077910
028	2,390958	0,196508	0,069101
029	2,534495	0,204485	0,070659
030	2,430555	0,205141	0,090030
031	2,236034	0,195053	0,072293
032	2,854292	0,242448	0,090030
033	2,435479	0,206096	0,074990
034	2,626943	0,200253	0,069596
035	3,005680	0,245029	0,088149
036	2,090782	0,197243	0,077487
037	2,314267	0,200536	0,076013
038	2,549797	0,221792	0,084422
039	2,745277	0,229184	0,081135
040	2,499550	0,207846	0,076815
041	2,368560	0,196279	0,067926
042	2,347626	0,192411	0,069169
043	2,539545	0,221268	0,082473
044	2,688282	0,229892	0,087040
045	2,504165	0,218296	0,080345
046	2,666615	0,200671	0,066320
047	2,079141	0,181665	0,066968
048	2,274267	0,192272	0,071120
049	2,884595	0,227408	0,080840
050	2,323055	0,193917	0,068562
051	2,189747	0,199672	0,075977
052	2,384974	0,211999	0,079291
053	2,615327	0,225512	0,083827
054	2,108131	0,188892	0,072943
055	2,488964	0,206660	0,070820
056	2,282146	0,209619	0,080176
057	2,562145	0,210579	0,075642
058	2,291767	0,192447	0,070430
059	2,397601	0,204488	0,074485
060	2,251756	0,204137	0,077325
061	2,595000	0,224502	0,083392
062	2,200075	0,209041	0,083064
063	2,354696	0,198547	0,073354
064	2,393786	0,198674	0,070106
065	2,585479	0,219901	0,077990
066	2,604797	0,222005	0,082568

continua →

continuação do quadro 2:

N	x	$\sqrt{x + 0,5}$	$\log(x + 0,5)$
067	2,447525	0,215324	0,078896
068	2,371868	0,210613	0,080764
069	2,282954	0,196142	0,072987
070	3,033383	0,253241	0,090790
071	2,661515	0,219396	0,078967
072	2,715959	0,225794	0,081628
073	2,529317	0,209400	0,074058
074	2,576539	0,218197	0,078730
075	2,484595	0,202446	0,073294
076	2,800378	0,229920	0,083451
077	2,457146	0,197086	0,070285
078	2,441362	0,209084	0,075442
079	2,517777	0,199911	0,071188
080	2,312978	0,205776	0,078775
081	2,721388	0,211968	0,072089
082	2,388712	0,198962	0,073315
083	2,597118	0,227018	0,077103
084	2,401767	0,202208	0,077103
085	2,620707	0,220777	0,080550
086	2,603661	0,224313	0,084932
087	2,415428	0,206762	0,093356
088	2,226893	0,190445	0,068737
089	2,228358	0,202721	0,077900
090	2,430832	0,207523	0,077848
091	2,289873	0,202481	0,076283
092	2,277601	0,196546	0,072698
093	2,450403	0,210812	0,079639
094	2,635403	0,223729	0,082047
095	2,668231	0,225792	0,081140
096	2,487095	0,207752	0,075353
097	2,497928	0,203450	0,072798
098	2,741994	0,237453	0,084114
099	2,684696	0,228271	0,082616
100	2,653484	0,217682	0,076955

Logarítmica, apresentados no Quadro 3, revelam uma diferença bastante pequena para dados sem transformação e transformados. Observou-se também que a transformação que fornece a maior proporção de variação explicada, considerando a distribuição de Poisson, na maioria dos casos foi a transformação Raiz Quadrada.

Como as diferenças entre dados transformados e sem transformação são pequenas em relação à proporção de variação explicada em relação ao total, poder-se-ia adotar um procedimento de trabalho com os dados sem transformação. Ocorre que os testes F para efeitos de tratamentos perderiam o poder de decisão, uma vez que os dados não são normais e as variâncias são heterogêneas, o que não ocorre em termos de estimação dos componentes de variância, já que não se faz nenhuma exigência para este procedimento.

No Quadro 4 tem-se a proporção de variação explicada em relação ao total para o efeito residual.

Quadro 3. Porcentagem de variação explicada de  $\hat{\sigma}_t^2$  para dados simulados com distribuição de Poisson, para 100 experimentos no modelo inteiramente ao acaso usando-se dados sem transformação (x) e com as transformações  $\sqrt{x + 0,5}$  e  $\log(x + 0,5)$

N	x	$\sqrt{x + 0,5}$	$\log(x + 0,5)$
001	39	42	42
002	41	43	41
003	43	44	42
004	45	48	42
005	35	37	37
006	39	39	35
007	44	44	40
008	35	38	39
009	46	47	45
010	41	39	37
011	42	44	44
012	36	39	39
013	41	43	41
014	40	40	36
015	37	40	40
016	42	45	44
017	44	47	48
018	39	42	41
019	40	42	40
020	45	45	42
021	46	47	44
022	35	38	37
023	44	48	48
024	42	46	46
025	36	38	36
026	35	37	35
027	36	38	37
028	41	43	42
029	37	39	37
030	38	40	35
031	41	43	43
032	36	37	35
033	38	41	41
034	42	45	43
035	40	41	39
036	37	37	35
037	42	44	43
038	40	42	40
039	40	44	45
040	44	46	45
041	40	42	41
042	47	49	48
043	40	43	42
044	43	45	42
045	33	34	33
046	41	46	47
047	42	45	45
048	48	49	45
049	42	45	43
050	42	44	43
051	36	36	32
052	38	40	39
053	36	37	34
054	42	43	41
055	35	37	36
056	40	40	37
057	40	44	43
058	40	44	43
059	43	45	43
060	39	40	38
061	43	45	45
062	39	38	34
063	45	46	44
064	37	38	35
065	38	39	39
066	41	44	42
067	35	35	32
068	42	43	42

continua →

continuação do quadro 3:

N	x	$\sqrt{x + 0,5}$	$\log(x + 0,5)$
069	43	44	42
070	30	32	31
071	40	42	42
072	40	43	43
073	39	41	39
074	34	35	32
075	43	45	43
076	39	42	41
077	48	50	48
078	39	41	40
079	42	45	44
080	41	43	41
081	37	39	37
082	42	44	43
083	36	39	38
084	36	38	38
085	37	41	42
086	39	40	37
087	40	42	41
088	43	46	46
089	42	43	39
090	45	47	47
091	31	34	33
092	48	51	51
093	39	40	37
094	35	37	37
095	35	35	32
096	41	43	42
097	42	43	40
098	36	37	32
099	36	38	37
100	41	46	48

Quadro 4 - Porcentagem de variação explicada de  $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$  para dados simulados com distribuição de Poisson, para 100 experimentos, no modelo inteiramente ao acaso usando-se dados sem transformação (x) e com as transformações  $\sqrt{x + 0,5}$  e  $\log(x + 0,5)$

N	x	$\sqrt{x + 0,5}$	$\log(x + 0,5)$
001	61	58	58
002	59	57	59
003	57	56	58
004	55	52	58
005	65	63	63
006	61	61	65
007	56	56	60
008	65	62	61
009	54	53	55
010	59	61	63
011	58	56	56
012	64	61	61
013	59	57	59
014	60	60	64
015	63	60	60
016	58	55	56
017	56	53	52
018	61	58	59
019	60	58	60
020	55	55	58
021	54	53	56
022	65	62	63
023	56	52	52
024	58	54	54
025	64	62	64
026	65	63	65
027	64	62	63

continua →

continuação do quadro 4:

N	x	$\sqrt{x + 0,5}$	$\log(x + 0,5)$
028	59	57	58
029	63	61	63
030	62	60	65
031	59	57	57
032	64	63	65
033	62	59	59
034	58	55	57
035	60	59	61
036	63	63	65
037	58	56	57
038	60	58	60
039	60	54	55
040	56	54	55
041	60	58	59
042	53	51	52
043	60	57	58
044	57	55	58
045	67	66	67
046	59	54	53
047	58	55	55
048	52	51	55
049	58	55	57
050	58	56	57
051	64	64	68
052	62	60	61
053	64	63	66
054	58	57	59
055	65	63	64
056	60	60	63
057	60	56	57
058	60	56	57
059	57	55	57
060	61	60	62
061	57	55	55
062	61	62	66
063	55	54	56
064	63	62	65
065	62	61	61
066	59	56	58
067	65	65	68
068	58	57	58
069	57	56	58
070	70	68	69
071	60	58	58
072	60	57	57
073	61	59	61
074	66	65	68
075	57	55	57
076	61	58	59
077	52	50	52
078	61	59	60
079	58	55	56
080	59	57	59
081	63	61	63
082	58	56	57
083	64	61	62
084	64	62	62
085	63	59	58
086	61	60	63
087	60	58	59
088	57	54	54
089	58	57	61
090	55	53	53
091	69	66	67
092	52	49	49
093	61	60	63
094	65	63	63
095	65	65	68
096	59	57	58
097	58	57	60
098	64	63	68
099	64	62	63
100	59	54	52

O Quadro 5 apresenta as estimativas dos componentes de variância para dados simulados a partir da distribuição Binomial para o efeito de tratamentos no modelo inteiramente ao acaso dos dados originais e transformados, utilizando-se as transformações Raiz Quadrada, Logarítmica e Arco Seno. O método de estimação usado também foi o de Máxima Verossimilhança Restrita.

Quadro 5. Valores de  $\hat{\sigma}_t^2$  para dados simulados com distribuição Binomial no modelo inteiramente ao acaso, para 100 experimentos, usando-se dados sem transformação (x) e com as transformações  $\sqrt{x + 0,5}$ ,  $\log(x + 0,5)$  e  $\text{arc sen } \sqrt{x/100}$

N	x	$\sqrt{x + 0,5}$	$\log(x + 0,5)$	$\text{Arcsen } \sqrt{x/100}$
001	0,173670	0,035405	0,024969	0,001045
002	0,250095	0,048136	0,031855	0,001359
003	0,106719	0,021831	0,015131	0,000646
004	0,189387	0,036306	0,024122	0,010347
005	0,131590	0,027760	0,019664	0,000839
006	0,231897	0,045675	0,049004	0,001296
007	0,224126	0,044434	0,301721	0,001293
008	0,159199	0,032309	0,022354	0,000958
009	0,171166	0,033853	0,022778	0,000966
010	0,123116	0,025751	0,018078	0,000769
011	0,204253	0,040782	0,027713	0,001180
012	0,156983	0,031525	0,021594	0,000922
013	0,164594	0,033914	0,023643	0,001009
014	0,137922	0,030015	0,021760	0,000931
015	0,164716	0,029476	0,023252	0,000996
016	0,140388	0,030843	0,022516	0,000964
017	0,221517	0,029476	0,031212	0,001333
018	0,172191	0,033738	0,022612	0,000964
019	0,165542	0,034039	0,023728	0,001015
020	0,131975	0,029475	0,019622	0,000844
021	0,141451	0,030339	0,021747	0,000928
022	0,150741	0,029475	0,023481	0,001009
023	0,241775	0,049254	0,034163	0,001465
024	0,193273	0,039655	0,027563	0,001179
025	0,150266	0,031040	0,021587	0,000918
026	0,137656	0,028165	0,019453	0,000832
027	0,143153	0,031485	0,023050	0,000989
028	0,187523	0,035124	0,022912	0,000980
029	0,178762	0,033356	0,021640	0,000921
030	0,149744	0,028379	0,018512	0,000788
031	0,158230	0,033841	0,024237	0,001035
032	0,126533	0,024950	0,016812	0,007148
033	0,178970	0,035760	0,024420	0,001041
034	0,156320	0,031727	0,021828	0,000929
035	0,137068	0,028226	0,019697	0,000844
036	0,162281	0,032574	0,022178	0,000943
037	0,180315	0,034738	0,023035	0,000978
038	0,174310	0,033223	0,021767	0,000923
039	0,175893	0,035479	0,024311	0,001035
040	0,165432	0,033447	0,022958	0,000977
041	0,162087	0,032305	0,021930	0,000935
042	0,178090	0,035721	0,024431	0,001045
043	0,139245	0,027428	0,018471	0,000787
044	0,179372	0,037471	0,026322	0,001121
045	0,182139	0,036267	0,024602	0,001050
046	0,210334	0,042217	0,028710	0,001219
047	0,192391	0,039647	0,027553	0,001173
048	0,163321	0,031970	0,021284	0,000902
049	0,197326	0,039414	0,026644	0,001289
050	0,144834	0,029657	0,020435	0,000864
051	0,237547	0,044936	0,029356	0,001231
052	0,214654	0,042569	0,028819	0,001232
053	0,243943	0,047981	0,032358	0,001380

continua →



continuação do quadro 6:

N	x	$\sqrt{x + 0,5}$	$\log(x + 0,5)$	$\arcsen \sqrt{x/100}$
083	0,529519	0,099628	0,067243	0,002877
084	0,575504	0,104947	0,065900	0,002819
085	0,528358	0,099997	0,067202	0,002861
086	0,461060	0,088682	0,060222	0,002567
087	0,525959	0,098494	0,066194	0,002831
088	0,463207	0,091340	0,064113	0,002753
089	0,556262	0,098345	0,064003	0,002746
090	0,585681	0,106409	0,068851	0,002916
091	0,527651	0,096293	0,064127	0,002750
092	0,574469	0,103849	0,067645	0,002883
093	0,484594	0,093286	0,063699	0,002719
094	0,566767	0,105003	0,070054	0,002991
095	0,605353	0,107113	0,069576	0,002981
096	0,506104	0,094137	0,062915	0,002687
097	0,484873	0,091283	0,061451	0,002627
098	0,564292	0,101320	0,066005	0,002816
099	0,468585	0,089491	0,061357	0,002635
100	0,499747	0,096281	0,065719	0,002806

A porcentagem de variação explicada em relação ao total para efeito de tratamentos dos dados sem transformação e com as transformações Raiz Quadrada, Logarítmica e Arco Seno apresentados no Quadro 7, também revelam uma diferença bastante pequena para dados sem transformação e transformados.

Quadro 7. Porcentagem de variação explicada de  $\hat{\sigma}^2_t$  para os dados simulados com distribuição Binomial, para 100 experimentos, no modelo inteiramente ao acaso, usando-se dados sem transformação (x) e com as transformações:  $\sqrt{x + 0,5}$ ,  $\log(x + 0,5)$  e  $\arcsen \sqrt{x/100}$

N	x	$\sqrt{x + 0,5}$	$\log(x + 0,5)$	$\arcsen \sqrt{x/100}$
001	26	27	28	29
002	29	32	32	32
003	16	17	18	18
004	23	25	26	26
005	24	24	24	24
006	31	32	32	32
007	28	30	32	32
008	23	24	25	25
009	24	25	25	25
010	20	21	22	21
011	29	30	31	31
012	22	24	25	25
013	26	27	28	28
014	24	26	26	27
015	24	24	26	26
016	24	26	27	27
017	28	24	33	33
018	22	24	24	24
019	25	26	27	27
020	18	24	22	22
021	24	26	26	26
022	24	24	28	28
023	34	36	37	38
024	27	29	30	30
025	23	25	25	25
026	20	21	22	22
027	24	26	27	27
028	23	24	25	25
029	23	24	24	23
030	22	22	21	21

continua →

continuação do quadro 7:

N	x	$\sqrt{x + 0,5}$	$\log(x + 0,5)$	$\arcsen \sqrt{x/100}$
031	25	27	28	28
032	21	21	21	20
033	25	26	27	27
034	23	24	25	25
035	19	21	22	22
036	26	26	26	26
037	25	26	26	25
038	25	25	24	24
039	25	26	27	27
040	23	24	25	25
041	26	27	26	26
042	24	26	27	27
043	20	21	21	21
044	26	28	29	29
045	22	24	25	25
046	29	31	31	31
047	29	31	31	31
048	23	24	23	23
049	26	28	28	28
050	25	25	25	24
051	28	30	30	30
052	26	29	30	30
053	32	34	34	34
054	25	27	28	27
055	22	23	24	24
056	23	26	28	28
057	24	26	27	27
058	23	24	24	24
059	21	23	24	24
060	21	23	23	23
061	25	27	27	27
062	22	23	23	23
063	21	22	24	24
064	26	24	29	29
065	18	20	21	21
066	25	27	27	28
067	22	24	25	25
068	22	24	35	35
069	24	24	27	27
070	27	29	29	29
071	22	25	27	26
072	23	24	24	24
073	28	31	32	32
074	17	18	18	18
075	23	24	24	24
076	23	25	26	26
077	28	29	29	29
078	25	27	29	29
079	24	25	25	25
080	19	21	22	22
081	22	24	25	25
082	24	25	26	28
083	20	21	22	22
084	24	26	28	28
085	23	24	25	25
086	25	27	28	28
087	23	24	24	24
088	17	18	19	19
089	28	29	30	30
090	25	27	29	29
091	25	26	27	27
092	24	26	27	27
093	22	24	25	25
094	24	24	23	23
095	20	22	23	23
096	27	29	29	29
097	26	28	28	28
098	26	28	29	29
099	25	26	26	26
100	21	22	23	23

A proporção de variação explicada em relação ao total para o efeito residual, é apresentada no Quadro 8.

Quadro 8. Porcentagem de variação explicada de  $\sigma^2_\epsilon$  para dados simulados com distribuição Binomial, para 100 experimentos, no modelo inteiramente ao acaso, usando-se dados sem transformação (x) e com as transformações:  $\sqrt{x + 0,5}$ ,  $\log(x + 0,5)$  e  $\text{arc sen } \sqrt{x/100}$

N	x	$\sqrt{x + 0,5}$	$\log(x + 0,5)$	$\text{arcsen } \sqrt{x/100}$
001	74	73	72	71
002	71	68	63	68
003	84	83	82	82
004	87	75	69	74
005	76	76	76	76
006	69	68	64	68
007	72	70	67	68
008	77	76	73	75
009	76	75	74	75
010	80	79	78	79
011	71	70	69	69
012	78	76	74	75
013	74	73	71	72
014	76	74	74	73
015	76	76	71	74
016	76	74	73	73
017	72	76	62	67
018	78	76	72	76
019	75	74	71	73
020	82	76	78	78
021	76	74	74	74
022	76	76	69	72
023	66	64	63	62
024	73	71	70	70
025	77	75	75	75
026	80	79	76	78
027	76	74	68	73
028	77	76	75	75
029	77	76	73	77
030	78	78	73	79
031	75	73	71	72
032	79	79	80	80
033	75	74	73	73
034	77	76	75	75
035	81	79	74	78
036	74	74	74	74
037	75	74	74	75
038	75	75	76	76
039	75	74	73	73
040	77	76	75	75
041	74	73	74	74
042	76	74	73	73
043	80	79	75	79
044	74	72	71	71
045	78	76	75	75
046	71	69	69	69
047	71	69	69	69
048	77	76	77	77
049	74	72	72	72
050	75	75	75	76
051	72	70	67	70
052	74	71	68	70
053	68	66	66	66
054	75	73	72	73
055	78	77	74	76
056	77	74	71	72
057	76	74	73	73
058	77	76	75	76
059	79	77	75	76
060	79	77	77	77
061	75	73	73	73
062	78	77	76	77

continua →

continuação do quadro 8:

N	x	$\sqrt{x + 0,5}$	$\log(x + 0,5)$	$\text{arcsen } \sqrt{x/100}$
063	79	78	76	76
064	74	76	71	71
065	82	80	79	79
066	75	73	73	72
067	78	76	74	75
068	78	76	65	65
069	76	76	68	73
070	73	71	71	71
071	78	75	73	74
072	77	76	71	76
073	72	69	67	68
074	83	82	82	82
075	77	76	76	76
076	77	75	72	74
077	72	71	71	71
078	75	73	71	71
079	76	75	75	75
080	81	79	78	78
081	78	76	75	75
082	76	75	74	72
083	80	79	78	78
084	76	74	72	72
085	77	76	71	75
086	75	73	71	72
087	77	76	74	76
088	83	82	81	81
089	72	71	68	70
090	75	73	66	71
091	75	74	73	73
092	76	74	73	73
093	78	76	72	75
094	76	76	76	77
095	80	78	76	77
096	73	71	67	71
097	74	72	72	72
098	74	72	71	71
099	75	74	74	74
100	79	78	77	77

### CONCLUSÕES

1 - Quando se é possível comprovar na prática que os dados experimentais têm distribuição de Poisson, as proporções de variação explicada não diferem muito na presença de transformações. Porém, essas se mostram necessárias uma vez que as variâncias não são homogêneas acarretando problemas nos testes da análise de variância.

2 - Quando os dados experimentais têm distribuição Binomial, as proporções de variação explicada também não diferem muito na presença de transformações. Neste caso, a transformação Logarítmica não mostra nenhuma diferença quanto à proporção de variação explicada em relação à transformação arco seno.

3 - Em face dos resultados obtidos podem-se usar em melhoramento genético as estimativas dos componentes de variância oriundas dos dados não transformados.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BARTLETT, M. S. The square root-transformation in the analysis of variance. *J. of the Royal Statis. Soc. Sup.*, Londres, 3(1):68-78, 1936.

\_\_\_\_\_. The use of transformations. *Biometrics*. Raleigh, 3:39-52, 1947.

COCHRAN, W. G. Some consequences when the assumptions for the analysis of variance are not satisfied. *Biometrics*, Raleigh, 3:22-38, 1947.

CORBEIL, R. R. & SEARLE, S. R. Retriected Maximum Likelihood (REML) estimation of variance components in the mixed model. *Technometrics*, Richmond, 18:31-38, 1976.

DEMETRIO, C. G. B. Transformação de dados: efeitos sobre análise da variância. Tese de Mestrado. Piracicaba, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP, 1978. 113f.

SAS Institute Inc. SAS language guide for personal computers, version 6 Edition. Cary NC. SAS Institute Inc., 1987. 429p.

\_\_\_\_\_. SAS/SAT guide for personal computers, version 6 Edition. Cary NC, SAS Institute Inc., 1987. 1028p.