

# Revista de Agricultura

## DIRETORES

Prof. Dr. F. Pimentel-Gomes  
Prof. Dr. Luiz Gonzaga E. Lordello  
Prof. Dr. Evoneo Berti Filho  
Prof.<sup>a</sup> Dr.<sup>a</sup> Marli de Bem Gomes

## CONSELHO EDITORIAL

Prof. Dr. Hilton T. Zarate do Couto  
Dr. Rubens R.A. Lordello  
Dr. Tsuioshi Yamada

---

Vol. 69

Setembro/1994

Nº 2

---

## TRANSFORMAÇÕES DE VARIÁVEIS NA ANÁLISE DA VARIÂNCIA

F. Pimentel-Gomes

A aplicação da análise da variância, com os testes estatísticos que geralmente a acompanham, a dados experimentais, exige várias condições para ser estritamente válida. Entre elas constam as seguintes:

- a) As observações devem ser independentes.
- b) Todas as observações devem ter a mesma variância ( $\sigma^2$ ).
- c) A distribuição dos erros experimentais deve ser normal.

A normalidade dos erros jamais se verifica nos experimentos, pois, como primeira condição, deveria haver possibilidade de observações desde  $-\infty$  até  $+\infty$ , o que não ocorre. Mas é suficiente que haja uma aproximação razoável, principalmente quando há repetições para todos os tratamentos (PIMENTEL-GOMES, 1987, capítulo 8; SNEDECOR & COCHRAN, 1967). A desigualdade de variâncias traz problemas mais sérios, mas não deve ser encarada com excessivo rigor, pois é suficiente que as diferenças entre elas não se

jam muito grandes (BOX, 1954; PIMENTEL-GOMES, 1990, capítulo 8; CONAGIN et alii, 1990). Para avaliar a heterogeneidade das variâncias, usam-se, em geral, o teste de Bartlett e o de F máximo, quociente do maior Quadrado Médio sobre o menor. Lamentavelmente, ambos estes testes são muito sensíveis à falta de normalidade (SNEDECOR & COCHRAN, 1967, p. 296-298). Tendo em mira os trabalhos citados, PIMENTEL-GOMES (1990) propõe a comparação do maior Quadrado Médio com o triplo do menor, pelo teste de F máximo, pois, se todos os tratamentos tiverem o mesmo número de repetições, uma razão de 1:3 entre variâncias pouco influi sobre os testes usuais aplicados juntamente com a análise da variância: F, de Tukey, de Duncan, de Bonferroni e t de Student.

Quando excessivamente heterogêneas as variâncias, a transformação recomendável freqüentemente pode ser obtida com o auxílio da equação de regressão  $V = A \bar{x}^b$ , onde  $\bar{x}$  é a média de cada tratamento e  $V$  é a estimativa de sua variância. A transformação indicada é, então:

$$y = (x + k)^{1-b/2} \quad \text{para } b \neq 2,$$

$$y = \log(x + k) \quad \text{para } b = 2,$$

onde  $k$  é uma constante positiva ou nula (THÖNI, 1978).

Há casos, porém, em que, independentemente de estudo da heterogeneidade das variâncias, é indicada a transformação dos dados. Tal ocorre, por exemplo, no caso de contagens com números relativamente baixos. Admite-se, então, em geral, que se trate da distribuição de Poisson, para a qual o valor de  $b = 1$  e, pois, a transformação indicada é:

$$y = (x + k)^{1 - 1/2} = (x + k)^{1/2} = \sqrt{x + k},$$

com  $k = 0,5$  ou  $k = 3/8$ . É o que ocorre comumente com experimentos de insetos em laboratório.

Outro caso a considerar é o que trata de porcenta-

gens  $p = \frac{x}{n} \cdot 100$ , relativas a  $n$  observações por parcela. Em tais condições, os dados têm freqüentemente a distribuição binomial e a transformação indicada é:

$$y = \text{arc sen } \sqrt{\frac{x}{n}}$$

Mas só se faz necessária a transformação quando a porcentagem  $p$  cai abaixo de 15% ou excede 85%. Assim, se todos os dados estiverem no intervalo [15%, 85%], a transformação não é necessária. Além disso, no caso de  $x = 0$ , o valor  $0/n = 0$  deve ser substituído por  $1/4n$ , e, no caso de  $x = n$ , o valor  $n/n = 1$  será substituído por  $1 - 1/4n$ .

#### LITERATURA CITADA

- BOX, G.E.P., 1954. Effects of Inequality of Variance and of Correlation Between Errors in the Two-Way Classification. *Ann. Math. Stat.*, 25: 484-498.
- CONAGIN, A.; V. NAGAI & T. IGUE, 1990. Poder Discriminativo de Diferentes Testes de Comparação de Médias. *Rev. Agríc.*, 65: 203-214.
- PIMENTEL-GOMES, F., 1987. *A Estatística Moderna na Pesquisa Agropecuária*. 3.ed. Piracicaba, POTAFÓS.
- PIMENTEL-GOMES, F., 1990. *Curso de Estatística Experimental*. 13.ed. São Paulo, Ed. Liv. Nobel.
- SNEDECOR, G.W. & W.G. COCHRAN, 1967. *Statistical Methods*. 6.ed. Ames, Iowa State College Press.
- THÖNI, H., 1978. *Transformations of Variables Used in the Analysis of Experimental and Observational Data*. Ames, Iowa State University.

## OS LARANJAIS PAULISTAS

O Estado de São Paulo tem atualmente cerca de 150 milhões de laranjeiras produtivas, que forneceram, aproximadamente, 12 milhões de toneladas de laranja, na safra de 1993/94. A área cultivada, de uns 800 mil hectares, atinge principalmente as regiões de Ribeirão Preto, São José do Rio Preto, Campinas e Itapetininga. Da produção, 18% se destinaram ao mercado interno e 82% foram transformados em suco concentrado. O suco exportado alcançou, em média, o preço de US\$861 por tonelada. Juntamente com os subprodutos, a receita brasileira respectiva atingiu 1.150 milhões de dólares. Da quantidade de suco exportada, cerca de 1.100.000 toneladas, 95% couberam ao Estado de São Paulo.

Para melhor avaliar a importância da citricultura paulista, basta mencionar que ela, por si só, tem produção de laranjas que é o dobro da de toda a fruticultura argentina, de 6 milhões de toneladas, já incluídas 2,3 milhões de toneladas de uva, 1,15 de maçãs e 1,71 de frutas cítricas em geral (laranjas, limões, tangerinas e pome-los).

Segundo a Associação dos citricultores do Estado de São Paulo, a produção paulista de frutas cítricas gera 100 milhões de dólares de ICMS, além de 600 mil empregos diretos.