

ANOVA - ANÁLISE DE VARIÂNCIA

1 Factor, Modelo de Efeito Fixo

OBJECTIVO Comparar I grupos (tratamentos, populações) representados por J indivíduos (observações) cada um.

PRESSUPOSTOS Os I grupos são normais; têm variâncias iguais e as amostras são aleatórias e independentes.

HIPÓTESES $H_0: \mu_i = \mu \quad i = 1, \dots, I$
 $H_1: \mu_i \neq \mu$ para pelo menos um i

NOTAÇÃO $\bar{x}_{i\bullet} = \frac{x_{i\bullet}}{J}$ e $\bar{x} = \frac{x_{\bullet\bullet}}{IJ}$ com: $x_{i\bullet}$ - soma das J observações do grupo i e $x_{\bullet\bullet}$ - soma geral de todas as observações.

MODELO Para cada observação x_{ij} , o seu desvio em relação à média geral $\bar{x}$ será:

$$x_{ij} - \bar{x} = (\bar{x}_{i\bullet} - \bar{x}) + (x_{ij} - \bar{x}_{i\bullet})$$

$$\sum_{ij} (x_{ij} - \bar{x})^2 = J \sum_i (\bar{x}_{i\bullet} - \bar{x})^2 + \sum_{ij} (x_{ij} - \bar{x}_{i\bullet})^2$$

$$SQD_t = SQD_\alpha + SQD_r$$

Desvio Total=Desvio entre grupos+Desvio dentro dos grupos

$$SQD_r = \sum_{ij} x_{ij}^2 - \frac{1}{J} \sum_i x_{i\bullet}^2 \quad SQD_\alpha = \frac{1}{J} \sum_i x_{i\bullet}^2 - \frac{x_{\bullet\bullet}^2}{IJ} \quad SQD_t = \sum_{ij} x_{ij}^2 - \frac{x_{\bullet\bullet}^2}{IJ}$$

Tabela ANOVA 1 Factor de efeito fixo

Origem Variação	SQD's	GL's	QM's	Estatística Teste
Entre Populações (α)	SQD_α	$I - 1$	$QM_\alpha = \frac{SQD_\alpha}{GL_\alpha}$	$F_{obs} = \frac{QM_\alpha}{QM_r}$
Dentro Populações (r)	SQD_r	$I(J - 1)$	$QM_r = \frac{SQD_r}{GL_r}$	
Total	SQD_t	$IJ - 1$		

F é significativo ao nível de significância α se $F_{obs} > F_{crit}$ com $F_{crit} = F_{GL_n, GL_d}^\alpha = F_{GL_\alpha, GL_r}^\alpha$

N de observações desiguais

Em cada tratamento ou grupo temos n_i observações ($i = 1, \dots, I$), e seja $N = \sum_i n_i$

$$SQD_t = \sum_{ij} (x_{ij} - \bar{x})^2 = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij}^2 - \frac{x_{\bullet\bullet}^2}{N} \quad SQD_\alpha = \sum_{i=1}^I \frac{x_{i\bullet}^2}{n_i} - \frac{x_{\bullet\bullet}^2}{N}$$

$$SQD_r = SQD_t - SQD_\alpha$$

Tabela ANOVA 1 Factor de efeito fixo, observações desiguais

Origem Variação	SQD's	GL's	QM's	Estatística Teste
Entre Populações (α)	SQD_α	$I - 1$	$QM_\alpha = \frac{SQD_\alpha}{GL_\alpha}$	$F_{obs} = \frac{QM_\alpha}{QM_r}$
Dentro Populações (r)	SQD_r	$N - I$	$QM_r = \frac{SQD_r}{GL_r}$	
Total	SQD_t	$N - 1$		

F é significativo ao nível de significância α se $F_{obs} > F_{crit}$ com $F_{crit} = F_{GL_n, GL_d}^\alpha = F_{GL_\alpha, GL_r}^\alpha$

ANOVA - ANÁLISE DE VARIÂNCIA

2 Factores, Modelo de Efeito Fixo, sem interacção

OBJECTIVO Pretende-se testar a influência de 2 origens de variação "cruzadas" sobre um parâmetro. Temos uma única observação para cada modalidade das duas origens de variação (i e j).

HIPÓTESES $H_0^{(1)}: \alpha_i = 0$ $H_0^{(2)}: \alpha_i = 0$
 $H_1^{(1)}: \text{nem todos os } \alpha_i \text{ são } 0$ $H_1^{(2)}: \text{nem todos os } \alpha_i \text{ são } 0$

MODELO $x_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \varepsilon_{ij}$

com α_i - efeito da modalidade i ; β_j - efeito da modalidade j e ε_{ij} - erro aleatório

$$\begin{cases} \mu = \bar{x} \\ \alpha_i = \bar{x}_{i\bullet} - \bar{x} \\ \beta_j = \bar{x}_{\bullet j} - \bar{x} \\ \varepsilon_{ij} = x_{ij} - \bar{x}_{i\bullet} - \bar{x}_{\bullet j} + \bar{x} \end{cases}$$

$$x_{ij} - \bar{x} = (\bar{x}_{i\bullet} - \bar{x}) + (\bar{x}_{\bullet j} - \bar{x}) + (x_{ij} - \bar{x}_{i\bullet} - \bar{x}_{\bullet j} + \bar{x})$$

$$\sum_{ij} (x_{ij} - \bar{x})^2 = \sum_{ij} (\bar{x}_{i\bullet} - \bar{x})^2 + \sum_{ij} (\bar{x}_{\bullet j} - \bar{x})^2 + \sum_{ij} (x_{ij} - \bar{x}_{i\bullet} - \bar{x}_{\bullet j} + \bar{x})^2$$

$$SQD_t = SQD_\alpha + SQD_\beta + SQD_r$$

$$SQD_t = \sum_{ij} x_{ij}^2 - \frac{x_{\bullet\bullet}^2}{IJ} \quad SQD_\alpha = \frac{1}{J} \sum_i x_{i\bullet}^2 - \frac{x_{\bullet\bullet}^2}{IJ} \quad SQD_\beta = \frac{1}{I} \sum_j x_{\bullet j}^2 - \frac{x_{\bullet\bullet}^2}{IJ}$$

$$SQD_r = SQD_t - SQD_\alpha - SQD_\beta$$

Tabela ANOVA 2 factores de efeito fixo, sem interacção

Origem Variação	SQD's	GL's	QM's	Estatística Teste
α	SQD_α	$I - 1$	$QM_\alpha = \frac{SQD_\alpha}{GL_\alpha}$	$F_{obs}^{(\alpha)} = \frac{QM_\alpha}{QM_r}$
β	SQD_β	$J - 1$	$QM_\beta = \frac{SQD_\beta}{GL_\beta}$	$F_{obs}^{(\beta)} = \frac{QM_\beta}{QM_r}$
variação residual	SQD_r	$(I - 1)(J - 1)$	$QM_r = \frac{SQD_r}{GL_r}$	
Total	SQD_t	$IJ - 1$		

O efeito de α é declarado significativo ao nível de significância α se $F_{obs}^{(\alpha)} > F_{crit}$ com $F_{crit} = F_{(GL_n, GL_d, \alpha)} = F_{(GL_\alpha, GL_r, \alpha)}$

O efeito de β é declarado significativo ao nível de significância α se $F_{obs}^{(\beta)} > F_{crit}$ com $F_{crit} = F_{(GL_n, GL_d, \alpha)} = F_{(GL_\beta, GL_r, \alpha)}$

ANOVA - ANÁLISE DE VARIÂNCIA

2 Factores, Modelo de Efeito Fixo, com interacção

OBJECTIVO: No caso em que dispomos de n valores x_{ij} na tabela ($n > 1$) podemos testar a interacção entre α e β . A existência desta interacção significa que a classificação das modalidades de α não é independente de β .

HIPÓTESES:

$$\begin{array}{lll} H_0^{(1)}: \alpha_i = 0 & H_0^{(2)}: \alpha_i = 0 & H_0^{(3)}: (\alpha\beta)_{ij} = 0 \\ H_1^{(1)}: \text{nem todos os } \alpha_i \text{ são } 0 & H_1^{(2)}: \text{nem todos os } \beta_i \text{ são } 0 & H_1^{(3)}: \text{nem todos os } (\alpha\beta)_{ij} \text{ são } 0 \end{array}$$

MODELO:

$$x_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

com α_i - efeito da modalidade i ; β_j - efeito da modalidade j ; k - índice de repetição em cada caso $k = 1, \dots, n$; $(\alpha\beta)_{ij}$ - termo de interacção e ε_{ij} - erro aleatório

$$\left\{ \begin{array}{l} \mu = \bar{x} \\ \alpha_i = \bar{x}_{i\bullet} - \bar{x} \\ \beta_j = \bar{x}_{\bullet j} - \bar{x} \\ (\alpha\beta)_{ij} = \bar{x}_{ij\bullet} - \bar{x}_{i\bullet\bullet} - \bar{x}_{\bullet j\bullet} + \bar{x} \\ \varepsilon_{ijk} = x_{ijk} - \bar{x}_{ij\bullet} \end{array} \right.$$

$$\sum_{ijk} (x_{ijk} - \bar{x})^2 = \sum_{ijk} (\bar{x}_{i\bullet\bullet} - \bar{x})^2 + \sum_{ijk} (\bar{x}_{\bullet j\bullet} - \bar{x})^2 + \sum_{ijk} (\bar{x}_{ij\bullet} - \bar{x}_{i\bullet\bullet} - \bar{x}_{\bullet j\bullet} + \bar{x})^2 + \sum_{ijk} (x_{ijk} - \bar{x}_{ij\bullet})^2$$

$$SQD_t = \sum_{ijk} x_{ijk}^2 - \frac{x_{\bullet\bullet\bullet}^2}{IJK} \quad SQD_r = \sum_{ijk} x_{ijk}^2 - \frac{1}{K} \sum_{ij} x_{ij\bullet}^2$$

$$SQD_\alpha = \frac{1}{JK} \sum_i x_{i\bullet\bullet}^2 - \frac{x_{\bullet\bullet\bullet}^2}{IJK} \quad SQD_\beta = \frac{1}{IK} \sum_j x_{\bullet j\bullet}^2 - \frac{x_{\bullet\bullet\bullet}^2}{IJK}$$

$$SQD_{(\alpha\beta)} = SQD_t - SQD_\alpha - SQD_\beta - SQD_r$$

Tabela ANOVA 2 factores de efeito fixo, com interacção

Origem Variação	SQD's	GL's	QM's	Estatística Teste
α	SQD_α	$I - 1$	$QM_\alpha = \frac{SQD_\alpha}{GL_\alpha}$	$F_{obs}^{(\alpha)} = \frac{QM_\alpha}{QM_r}$
β	SQD_β	$J - 1$	$QM_\beta = \frac{SQD_\beta}{GL_\beta}$	$F_{obs}^{(\beta)} = \frac{QM_\beta}{QM_r}$
interacção $\alpha\beta$	$SQD_{(\alpha\beta)}$	$(I - 1)(J - 1)$	$QM_{\alpha\beta} = \frac{SQD_{\alpha\beta}}{GL_{\alpha\beta}}$	$F_{obs}^{(\alpha\beta)} = \frac{QM_{\alpha\beta}}{QM_r}$
variação residual	SQD_r	$IJ(K - 1)$	$QM_r = \frac{SQD_r}{GL_r}$	
Total	SQD_t	$IJK - 1$		

O efeito de $\alpha\beta$ é declarado significativo ao nível de significância α se $F_{obs}^{(\alpha\beta)} > F_{crit}$ com $F_{crit} = F_{(GL_n, GL_d, \alpha)} = F_{(GL_{\alpha\beta}, GL_r, \alpha)}$

O efeito de α é declarado significativo ao nível de significância α se $F_{obs}^{(\alpha)} > F_{crit}$ com $F_{crit} = F_{(GL_n, GL_d, \alpha)} = F_{(GL_\alpha, GL_r, \alpha)}$

O efeito de β é declarado significativo ao nível de significância α se $F_{obs}^{(\beta)} > F_{crit}$ com $F_{crit} = F_{(GL_n, GL_d, \alpha)} = F_{(GL_\beta, GL_r, \alpha)}$

Caso I $H_0^{(3)}$ não pode ser rejeitada. Neste caso, as interacções não são muito grandes. Podemos então testar $H_0^{(1)}$ e $H_0^{(2)}$ usando os F_{obs} conforme a tabela.

Caso II $H_0^{(3)}$ pode ser rejeitada. As interacções são significativamente grandes. As diferenças nos factores são importantes se forem grandes comparados com a interacção.

ANOVA - ANÁLISE DE VARIÂNCIA

Classificação de médias: comparação de pares de grupos

OBJECTIVO Quando H_0 em ANOVA é rejeitada e queremos testar:

HIPÓTESES $H_0 : \mu_{i1} = \mu_{j2}$ para qualquer $i \neq j$

CÁLCULO Calcula-se a um nível de significância α o desvio mínimo que deve existir entre as médias dos grupos para as declararmos estatisticamente diferentes.

Caso de Efectivos Desiguais

Método do t

$$ds_{i1,i2} = t_{(\frac{\alpha}{I(I-1)}; GL_r)} \times \sqrt{QM_r \times (\frac{1}{n_{i1}} + \frac{1}{n_{i2}})}$$

$ds_{i1,i2}$ -diferença mínima entre 2 grupos $i1$ e $i2$, ou diferença significativa

t -valor do t de Student para um nível $\alpha/I(I-1)$ e para um n de graus de liberdade referente à diferença no interior dos grupos(QM_r)

QM_r -quadrado médio no interior dos grupos; corresponde à variância no interior dos grupos.

n_{i1} e n_{i2} -n de efectivos dos 2 grupos $i1$ e $i2$ que queremos comparar.

Caso de Efectivos Iguais

Método do t corrigido (temos o mesmo valor de ds para o conjunto de todas as comparações entre grupos)

$$ds = t_{(\frac{\alpha}{I(I-1)}; GL_r)} \times \sqrt{QM_r \times \frac{2}{n}}$$

Teste de TUKEY

Este teste é utilizado especialmente para comparações de médias com efectivos iguais.

$$ds = T_{(\alpha; I; GL_r)} \times \sqrt{\frac{QM_r}{n}}$$

T -valor do teste de Tukey dado na tabela respectiva sendo α o risco do teste (em geral 0,05 ou 0,01).

I -n de grupos.