

MAE327
PLANEJAMENTO E PESQUISA II

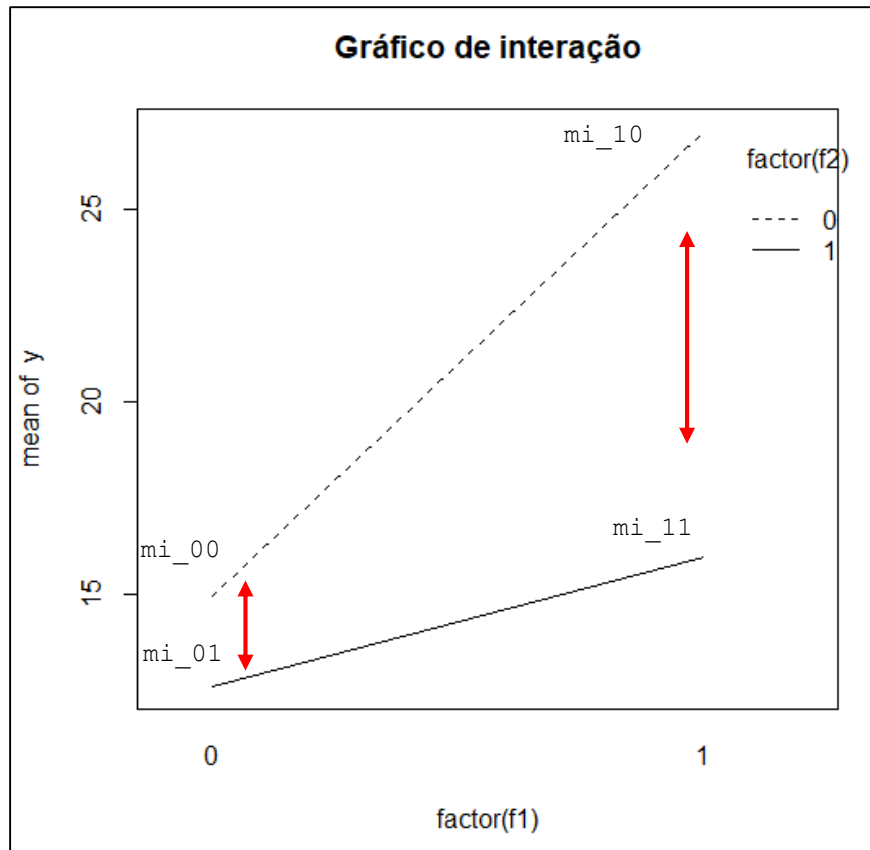
Profa. Júlia Maria Pavan Soler

IME-USP 2° SEM/2020

Modelos de ANOVA e Regressão

Comparações entre Médias de Grupos

Delimitamentos Fatoriais Cruzados \Rightarrow Interesse em Efeitos de Interação entre os Fatores



Considere um DCA Fatorial 2x2

<i>F1</i>	0	0	1	1
<i>F2</i>	0	1	0	1
	μ_{00}	μ_{01}	μ_{10}	μ_{11}

Efeito de Interação entre os Fatores F1 e F2.

A hipótese de inexistência de interação equivale a:

$$\Rightarrow \mu_{00} - \mu_{01} = \mu_{10} - \mu_{11} \Rightarrow \mu_{00} - \mu_{01} - \mu_{10} + \mu_{11} = 0$$

$$\Rightarrow (1, -1, -1, 1) \begin{pmatrix} \mu_{00} \\ \mu_{01} \\ \mu_{10} \\ \mu_{11} \end{pmatrix} = 0 \Rightarrow C \beta = 0$$

Modelos de ANOVA e Regressão

Comparações entre Médias de Grupos

$$Y_{ijk} \sim N(\mu_{jk}; \sigma^2); \quad i = 1, \dots, r; j = 1, \dots, a; k = 1, \dots, b$$

$$\bar{Y}_{jk} \sim N(\mu_{jk}; \sigma^2 / r) \Rightarrow \sum_{jk} c_{jk} \bar{Y}_{jk} \sim N\left(\sum_{jk} c_{jk} \mu_{jk}; \sigma^2 / r \sum_{jk} c_{jk}^2\right); \quad \sum_{jk} c_{jk} = 0$$

contraste entre
médias

$$H_0: \sum_{jk} c_{jk} \mu_{jk} = 0 \quad \times \quad H_1: \sum_{jk} c_{jk} \mu_{jk} \neq 0 \quad t = \frac{\sum_{jk} c_{jk} \bar{Y}_{jk}}{\sqrt{QM Res / r \sum_{jk} c_{jk}^2}} \sim t_{g.l.Res} \quad ; \quad QM Res = \hat{\sigma}^2$$

$$t^2 = F = \frac{\left(\sum_{jk} c_{jk} \bar{Y}_{jk}\right)^2}{QM Res / r \sum_{jk} c_{jk}^2} = \frac{\left(\sum_{jk} c_{jk} \bar{Y}_{jk}\right)^2 / \left(\sum_j c_{lj}^2 / r\right)}{QM Res} = \frac{SQ(C)}{QM Res} \sim F_{1, (g.l.Res)}$$

Soma de Quadrados
do Contraste



$$H_0: C\beta = 0 \quad \times \quad H_1: C\beta \neq 0$$

$$t = \frac{C\hat{\beta}}{\sqrt{C V(\hat{\beta}) C'}} \sim t_{g.l.Res}; \quad V(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1} \sigma^2$$

Podemos considerar β definido
sob diferentes parametrizações
(Médias, Desvios, Casela de
Referência)

Modelos de ANOVA e Regressão

Comparações entre Médias de Grupos

DCA Fatorial 2x2: Parametrização Casela de Referência (fit1)

$$y_{ijk} = \mu_{00} + \tau_{1j} + \tau_{2k} + \tau_{12jk} + e_{ijk} \Rightarrow Y = X\beta + e; \quad \beta = (\mu_{00} \quad \tau_1 \quad \tau_2 \quad \tau_{12})$$

No R: ajustamos o **modelo de ANOVA** via as funções “aov” e “lm”

$$\Rightarrow \mu_{00}; \quad \mu_{10} = \mu_{00} + \tau_1; \quad \mu_{01} = \mu_{00} + \tau_2; \quad \mu_{11} = \mu_{00} + \tau_1 + \tau_2 + \tau_{12}$$

$$\Rightarrow \mu_{00} - \mu_{01} - \mu_{10} + \mu_{11} = \mu_{00} - (\mu_{00} + \tau_1) - (\mu_{00} + \tau_2) + (\mu_{00} + \tau_1 + \tau_2 + \tau_{12}) = \tau_{12}$$

$$\Rightarrow C\beta = 0 \Rightarrow C = (0 \quad 0 \quad 0 \quad 1)$$

DCA 1 Fator em 4 níveis: Parametrização Casela de Referência (fit2)

?

DCA 1 Fator em 4 níveis (ou Fatorial 2x2): Parametrização de Médias (fit3)

?

Modelos de ANOVA e Regressão

Comparações entre Médias de Grupos

DCA 1 Fator em 4 níveis: Parametrização Casela de Referência (fit2)

$$y_{ij} = \mu_{00} + \tau_j + e_{ij}; j = 2, 3, 4 \Rightarrow Y = X\beta + e; \beta = (\mu_{00} \quad \tau_2 \quad \tau_3 \quad \tau_4)$$

$$\Rightarrow \mu_{00}; \quad \mu_{10} = \mu_{00} + \tau_2; \quad \mu_{01} = \mu_{00} + \tau_3; \quad \mu_{11} = \mu_{00} + \tau_4$$

$$\Rightarrow \mu_{00} - \mu_{01} - \mu_{10} + \mu_{11} = \mu_{00} - (\mu_{00} + \tau_2) - (\mu_{00} + \tau_3) + (\mu_{00} + \tau_4) = -\tau_2 - \tau_3 + \tau_4$$

$$\Rightarrow C\beta = 0 \Rightarrow C = (0 \quad -1 \quad -1 \quad 1)$$

No R: ajustamos o **modelo de ANOVA** via as funções “aov” e “lm”

DCA 1 Fator em 4 níveis (ou Fatorial 2x2): Parametrização de Médias (fit3)

$$y_{ij} = \mu_j + e_{ij}; j = 2, 3, 4 \Rightarrow Y = X\beta + e; \beta = (\mu_1 \quad \mu_2 \quad \mu_3 \quad \mu_4)$$

$$\Rightarrow \mu_1 = \mu_{00}; \quad \mu_2 = \mu_{10}; \quad \mu_3 = \mu_{01}; \quad \mu_4 = \mu_{11}$$

$$\Rightarrow \mu_{00} - \mu_{01} - \mu_{10} + \mu_{11} \Rightarrow C\beta = 0; \quad C = (1 \quad -1 \quad -1 \quad 1)$$

No R: ajustamos o **modelo de Regressão** via a função “lm”

Tabela de ANOVA e Constrastes Ortogonais entre Médias

Oficina no R: Análise dos Dados Simulados

	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)
factor(trat)	3	1238.3	412.8	194.4	<2e-16
Residuals	36	76.5	2.1		

⇒

Partição do $g./$
e da SQ

	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)
factor(f1)	1	597.03	597.03	281.127	< 2.2e-16
factor(f2)	1	451.20	451.20	212.457	< 2.2e-16
factor(f1) : factor(f2)	1	190.11	190.11	89.517	2.67e-11
Residuals	36	76.45	2.12		

Contrastes ortogonais particionando os 3 graus de liberdade do “efeito de tratamento”:

$$y_{ij} = \mu_j + e_{ij}; j = 2,3,4 \Rightarrow Y = X\beta + e; \beta = (\mu_{00} \quad \mu_{10} \quad \mu_{01} \quad \mu_{11})$$

Efeito principal de F1

$$\Rightarrow (\mu_{00} + \mu_{01})/2 = (\mu_{10} + \mu_{11})/2 \Rightarrow C_1\beta = 0; C_1 = (1 \quad -1 \quad 1 \quad -1)/2$$

Efeito principal de F2

$$\Rightarrow (\mu_{00} + \mu_{10})/2 = (\mu_{01} + \mu_{11})/2 \Rightarrow C_2\beta = 0; C_2 = (1 \quad 1 \quad -1 \quad -1)/2$$

Efeito de interação entre F1 e F2

$$\Rightarrow \mu_{00} - \mu_{10} = \mu_{01} - \mu_{11} \Rightarrow C_3\beta = 0; C_3 = (1 \quad -1 \quad -1 \quad 1)$$

$$C_l C_l' = 0; l = 1, 2, 3$$

$$C_1 C_2' = 0$$

$$C_1 C_3' = 0$$

$$C_2 C_3' = 0$$

São constrastes ortogonais entre médias.

O teste global $F_{3,36}$ está sendo

decomposto em 3 testes

independentes,

$F_{1,36}$. A correção para os múltiplos

testes já está capturada no teste global!