# Exercício de laboratorio 2

César A. Galvão - 19/0011572

2022-06-26

## **Contents**

1	Que	estao 1	3
	1.1	Determine a forma do modelo e as hipóteses consideradas	3
	1.2	Qual a forma da estatística de teste e sua distribuição amostral?	3
	1.3	Construa a tabela de análise de variância e conclua o teste considerando alfa = 0,05	4
	1.4	Quais são as suposições adotadas para a ANOVA? Essas suposições foram satisfeitas para esse experimento?	4
	1.5	Faça comparações entre os pares de médias pelo teste de Tukey e apresente os resultados.	5
	1.6	Construa um intervalo de confiança para média do circuito com menores tempos considerando gama = 0,98	5
2	Exe	rcício de simulação	6
	2.1	Erro Tipo I em comparações múltiplas	6
	2.2	Comparações como proteção contra Erro Tipo I	6
3	Ane	xo 1 - código	7

#### 1 Questao 1

tipo	tempo	
1	19	
T	22	
1	20	
1	18	
I	25	
Ш	20	
Ш	21	
Ш	33	
Ш	27	
Ш	40	
Ш	16	
Ш	15	
Ш	18	
Ш	26	
III	17	

#### 1.1 Determine a forma do modelo e as hipóteses consideradas

A comparação das médias dos grupos, neste caso os tipos de circuito, será realizada mediante análise de variância. O modelo escolhido para tal é o modelo de efeitos, expresso na equação a seguir

$$y_{ij} = \mu + \tau_i + e_{ij}, \quad i = 1, 2, ..., a; \quad j = 1, 2, ..., n$$
 (1)

em que  $\mu$  é a média geral,  $\tau_i$  é a média ou efeito dos grupos e  $e_{ij}$  é o desvio do elemento. Os grupos são indexados por i e os indivíduos de cada grupo indexados por j.

As hipóteses do teste são as seguintes:

$$\begin{cases} H_0: \tau_1 = \dots = \tau_a = 0, & \text{(O efeito de tratamento \'e nulo)} \\ H_1: \exists \tau_i \neq 0 \end{cases}$$
 (2)

que equivale dizer

$$\begin{cases} H_0: \mu_1 = \dots = \mu_a \\ H_1: \exists \mu_i \neq \mu_j, i \neq j. \end{cases}$$
 (3)

#### 1.2 Qual a forma da estatística de teste e sua distribuição amostral?

A estatística de teste é calculada mediante a média ponderada entre a soma dos quadrados dos tratamentos e a soma dos quadrados dos resíduos (quadrados médios dos tratamentos e dos resíduos respectivamente). Sob  $H_0$  a estatística de teste tem distribuição F(a-1,an-a). Os graus de liberdade correspondem aos denominadores dos quadrados médios. Especificamente,

$$\frac{\frac{\text{SQTRAT}}{a-1}}{\frac{\text{SQRES}}{an-a}} = \frac{\text{QMTRAT}}{\text{QMRES}} \sim F(a-1, an-a) \tag{4}$$

# 1.3 Construa a tabela de análise de variância e conclua o teste considerando alfa = 0,05

O objeto tabela <- aov(tempo ~ tipo, dados) é gerado para criação da tabela a seguir.

term	df	sumsq	meansq	statistic	p.value
tipo	2	260.9333	130.46667	4.006141	0.0464845
Residuals	12	390.8000	32.56667	NA	NA

Com base apenas na ANOVA, cujo p-valor é <0,05, há evidências para rejeitar  $H_0$ , ou seja, existe pelo menos uma média de grupo diferente das demais.

# 1.4 Quais são as suposições adotadas para a ANOVA? Essas suposições foram satisfeitas para esse experimento?

Para o teste de análise de variâncias, considerando o modelo de efeitos, supõe-se sobre os resíduos, elemento aleatório do lado direito da expressão do modelo:

- · independência;
- · normalidade;
- homogeneidade de variâncias (homocedasticidade).

Por hipótese, supõe-se que as amostras são independentes. Não há, a priori, como testar independência pois entende-se que isso é derivado do desenho do experimento.

A normalidade da distribuição dos resíduos pode ser testada mediante o teste de Shapiro-Wilk, realizada utilizando shapiro.test(tabela\$residuals), em que tabela é o modelo de análise de variâncias gerado anteriormente.

statistic p.value		method	
0.9423982	0.4134853	Shapiro-Wilk normality test	

O teste assume como hipótese nula a normalidade dos dados amostrais. Com base no p-valor obtido, não há evidências para a rejeição de  $H_0$ . Isto é, supõe-se normalidade dos dados.

Quando à homocedasticidade, utiliza-se o teste de Levene. A hipótese nula supõe homogeneidade de variâncias entre as amostras.

teste	F statistic	p.value	df	df.residual
Teste Levene de Homogeneidade	2.24147	0.1488948	2	12

De fato, obtém-se p-valor superior a 0.05, sugerindo a não rejeição de  $H_0$ .

#### 1.5 Faça comparações entre os pares de médias pelo teste de Tukey e apresente os resultados.

Opta-se pelo teste de Tukey para comparações múltiplas de médias. Trata-se de um teste unilateral para comparação de médias entre grupos de tratamento. Sob  $H_0$ , ou seja, a igualdade entre as médias comparadas, a estatística de teste seque uma distribuição Tukey, cujos parâmetros são os graus de liberdade do resíduo e o número de comparações:

$$\frac{|\bar{y}_i. - \bar{y}_j.|}{\sqrt{\frac{\text{OMRES}}{n}}} \stackrel{H_0}{\sim} \text{Tukey} (gl.res., n^o comp.)$$
 (5)

term	contrast	estimate	conf.low	conf.high	adj.p.value
tipo	II-I	7.4	-2.22898	17.0289799	0.1425885
tipo	-	-2.4	-12.02898	7.2289799	0.7876393
tipo	-	-9.8	-19.42898	-0.1710201	0.0459970

Pelo teste de Tukey, há indícios para rejeição de  $H_0$  apenas quando comparados os grupos II e III, corroborando o resultado da análise de variâncias.

#### 1.6 Construa um intervalo de confiança para média do circuito com menores tempos considerando gama = 0,98

tipo	media
I	20.8
Ш	28.2
Ш	18.4

O grupo de menor média de tempo é o grupo III, cuja média é de 18,4. Considerando que a comparação da média do grupo à média global é uma análise de resíduos, utiliza-se como variância QMRES, pois  $E(\mathsf{QMRES}) = \sigma^2$ . Dessa forma, calcula-se o intervalo de confiança considerando  $\gamma = 0,98$ :

$$IC(\bar{y}_{i}:;\gamma) = \bar{y}_{i}. \pm t_{(an-a;1-\alpha/2)} \cdot \sqrt{\frac{\text{QMRES}}{n}}$$

$$= \bar{y}_{3}. \pm t_{(15-3;1-0,01)} \cdot \sqrt{\frac{32,56667}{5}}$$
(7)

$$= \bar{y}_3. \pm t_{(15-3;1-0,01)} \cdot \sqrt{\frac{32,56667}{5}} \tag{7}$$

$$= \bar{y}_3. \pm t_{(12;0,99)} \cdot \sqrt{\frac{32,56667}{5}} \tag{8}$$

$$IC(\bar{y}_3.;0,98) = 18,4 \pm 2,68 \cdot \sqrt{\frac{32,56667}{5}}$$
 (9)

$$= 18, 4 \pm 6, 84 \tag{10}$$

$$= [11, 55; 25, 24] \tag{11}$$

## 2 Exercício de simulação

Faça um experimento de simulação considerando a=4 tratamentos com n=4 repetições e um valor de  $\sigma^2=25$ . Faça k=1000 iterações em que a hipótese nula da ANOVA seja verdadeira e verifique a proporção de casos com pelo menos um erro do tipo I para os testes de comparações múltiplas de médias usando as técnicas de Tukey e Fisher e verificando se existem diferenças entre as técnicas.

Caso os testes de comparação múltipla sejam feitos apenas após o teste da anova ser significativo os resultados do item anteiror são alterados?

São realizadas 1000 iterações considerando 4 tratamentos e 4 repetições independentes cada – portanto amostras de um tamanho total de 16 unidades – advindas de distribuições normais com variância igual a 25. Dessa forma, são satisfeitos os pressupostos da hipótese nula da ANOVA e dos testes de comparações múltiplas: (1) independência, (2) normalidade e (3) homocedasticidade.

Para as amostras dos tópicos abaixo, primeiramente é gerado um seed para controlar a geração das 1000 seed únicos seguintes (cuja parte inteira apenas é considerada), usadas na geração das amostras. Assim garante-se a replicabilidade do experimento. Como todas as amostras são geradas aleatoreamente sem qualquer dependência, considera-se que são independentes. Por fim, cada amostra $_k; k \in \{1,2,...,1000\}$  de tamanho 16 é gerada com um seed $_k$  correspondente.

#### 2.1 Erro Tipo I em comparações múltiplas

Para realizar os testes de comparações múltiplas de médias, foram utilizadas as seguintes funções e seus testes correspondentes:

- Teste de Tukey TukeyHSD();
- Teste de Fisher pairwise.t.test(), sem correção para  $\alpha$ ;
- Teste de Fisher pairwise.t.test(..., p.adjust.method = "bonferroni"), utilizando a correção de Bonferroni para  $\alpha$ .

Para o primeiro, foi observado 5.3% de ocorrência de erro tipo I. Para o segundo foi observado 194% e para o terceiro 39%.

### 2.2 Comparações como proteção contra Erro Tipo I

Observa-se da simulação que em 57 casos houve erro do tipo 1 considerando  $\alpha=0,05$ , o que representa 5.7% dos casos. Para testar se um teste seguinte de comparações múltiplas auxiliaria em reduzir a incidência de erro tipo I, realizou-se os mesmos testes do tópico anterior apenas sobre as amostras em que houve esse erro de acordo com a ANOVA. O ganho de precisao, ou redução do erro tipo I, é exposto na tabela a seguir:

Testes	ET1.dos.testes	Redução	
Tukey	46	1.1	
Fisher	57	0.0	
Fisher (Bonferroni)	38	1.9	

Nota-se portanto que, realizando os pós-testes de Tukey ou Fisher com correção de Bonferroni, que controlam para esse tipo de erro, é possível aumentar a precisão da análise em pelo menos 1%. Contrariamente, o teste de Fisher sem ajuste no p-valor não fornece qualquer melhoria na análise, o que é esperado pois tipicamente há inflacionamento de erro tipo I.

### 3 Anexo 1 - código

```
library(kableExtra)
library(broom)
library(car)
library(dplyr)
# dados questao 1
tipo <- factor(c("I", "II", "III"))</pre>
tempo <- c(19,20,16,
           22,21,15,
           20,33,18,
           18,27,26,
           25,40,17)
dados <- data.frame(tipo, tempo)</pre>
# tabela anova
tabela <- aov(tempo ~ tipo, dados)
broom::tidy(tabela)
\# teste normalidade shapiro
shapiro.test(tabela$residuals) %>%
    tidy()
# teste homocedasticidade levene
car::leveneTest(tempo ~ tipo, dados) %>%
    tidy()
# teste Tukey
TukeyHSD(tabela) %>%
    tidy()
# medias dos grupos
dados %>%
    group_by(tipo)%>%
    summarise(media = mean(tempo))
#IC
gl < -3*5 - 3 \#(an - a)
alfa <- (1-0.98)/2
qt(alfa, gl)
IC <- qt(alfa, gl, lower.tail = FALSE)*sqrt(32.56667/5)</pre>
18.4+IC
18.4-IC
# questao 2 a ------
#seed inicial para gerar as seeds das amostras
set.seed(12)
#seeds para a geracao de amostras nas iteracoes
```

```
random <- unique(as.integer(runif(1000, 1, 500000)))</pre>
#um vetor que receberá todos os p-valor
resultados_tukey <- 0</pre>
resultados_fisher <- 0
resultados_fisher_bonferroni <- 0
#prepara os resultados de ANOVA para o bloco seguinte:
resultados_aov <- data.frame()</pre>
#geracao das amostras e registro das ocorrencias
for (k in 1:1000){ #mil iteracoes
  set.seed(random[k]) #seleciona a seed correspondente
  amostra <- data.frame(</pre>
   trat = factor(c('I', 'II', 'III', 'IV')),
   medidas = rnorm(16, sd = 5)) #gera amostras com o seed configurado
  #vetor de pvalores do teste de comparacoes multiplas TUKEY
  pvalores <- TukeyHSD(aov(medidas ~ trat, amostra))$trat[,4]</pre>
  if(sum(pvalores < 0.05, na.rm = TRUE) >0){resultados_tukey = resultados_tukey + 1}
  \hbox{\it \#vetor de pvalores do teste de comparacoes multiplas FISHER sem ajuste}
  pvalores <- pairwise.t.test(amostra$medidas, amostra$trat, p.adjust.method ="none")$p.value
  if(sum(pvalores < 0.05, na.rm = TRUE) >0){resultados_fisher = resultados_fisher + 1}
  #vetor de pvalores do teste de comparacoes multiplas FISHER BONFERRONI
  pvalores <- pairwise.t.test(amostra$medidas, amostra$trat, p.adjust.method = "bonferroni")$p.value
  if(sum(pvalores < 0.05, na.rm = TRUE) >0){resultados_fisher_bonferroni = resultados_fisher_bonferroni
  # organizacao dos dados da anova
  temp_aov <- data.frame(</pre>
   amostra = k,
   pvalor = broom::tidy( #registra p-valor na tabela
   aov(medidas~trat, data = amostra))$p.value[1]
 resultados_aov <- bind_rows(resultados_aov,temp_aov)</pre>
# questao 2 b -----
erro_tipo1 <- which(resultados_aov$pvalor <= 0.05)</pre>
n_erro_tipo_I <- length(erro_tipo1)</pre>
#um vetor que receberá todos os p-valor
resultados_tukey2 <- 0
resultados_fisher2 <- 0</pre>
resultados_fisher_bonferroni2 <- 0
#geracao das amostras e registro das ocorrencias
for (k in erro_tipo1){ #iteracoes com erro tipo 1
  set.seed(random[k]) #selectiona a seed correspondente
  amostra <- data.frame(</pre>
   trat = factor(c('I', 'II', 'III', 'IV')),
```