Q.1 Q.2

EX 4

Q.3

roi hezkiyahu 17 3 2022

Q.1

שאלה 1

בהינתן מודל ניתוח שונות עם אפקט מקרי אחד עבור מערך לא מאוזן,

$$Y_{ij} = \mu + a_i + \epsilon_{ij}$$
 $\epsilon_{ij} \sim N(0, \sigma_{\epsilon}^2)$ $(\epsilon_{ij} \ iid)$ $a_i \sim N(0, \sigma_a^2)$

$$i, i = 1, ..., I, j = 1, ..., n_i$$
 עבור

- .($ar{Y}$) א. חשבו כיצד מתפלג הממוצע הכללי
- . ($ar{Y}_i$) ב. חשבו כיצד מתפלג הממוצע של כל קבוצה ב.
 - E(SSA) ג. חשבו למה שווה
 - E(SSE) ד. חשבו למה שווה

$$SSE=\sum_{i=1}^I\sum_{j=1}^{n_i}(Y_{ij}-\overline{Y_i})^2$$
 -ו - $SSA=\sum_{i=1}^In_i(\overline{Y}_i.-\overline{Y})^2$ רמז: במערך לא מאוזן

а

$$\begin{split} \bar{Y} &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{I} \sum_{j=1}^{n_i} Y_{ij} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{I} \sum_{j=1}^{n_i} \mu + \alpha_i + \varepsilon_{ij} = \mu + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{I} n_i \alpha_i + \bar{\varepsilon} \\ E(\bar{Y}) &= E(\mu + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{I} n_i \alpha_i + \bar{\varepsilon}) = \mu + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{I} n_i E(\alpha_i) + E(\bar{\varepsilon}) = \mu \\ V(\bar{Y}) &= V(\mu + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{I} n_i \alpha_i + \bar{\varepsilon}) = V(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{I} n_i \alpha_i) + V(\bar{\varepsilon}) = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^{I} n_i^2 V(\alpha_i) + \frac{\sigma_{\varepsilon}^2}{N} = \frac{\sum_{i=1}^{I} n_i^2}{N^2} \sigma_{\alpha}^2 + \frac{\sigma_{\varepsilon}^2}{N} \end{split}$$

because α_i are iid and independent of all the errors, we get that \bar{Y} distributes normally:

$$ar{Y} \sim N(\mu, rac{\sum_{i=1}^{I} n_i^2}{N^2} \sigma_lpha^2 + rac{\sigma_arepsilon^2}{N})$$

b

$$egin{aligned} ar{Y_i} &= rac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} Y_{ij} = rac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} \mu + lpha_i + arepsilon_{ij} = \mu + lpha_i + ar{arepsilon}_i \ E(ar{Y_i}) &= \mu + E(lpha_i) + E(ar{arepsilon}_i) = \mu \ V(ar{Y_i}) &= V(\mu + lpha_i + ar{arepsilon}_i) = V(lpha_i) + V(ar{arepsilon}_i) = \sigma_lpha^2 + rac{\sigma_arepsilon^2}{n_i} \end{aligned}$$

because α_i are iid and independent of all the errors, we get that \bar{Y}_i distributes normally:

$$\begin{split} \bar{Y}_i \sim N(\mu, \sigma_i^2 + \frac{\sigma_i^2}{n_i}) \\ &(1): SSA = \sum_{i=1}^{I} n_i \bar{Y}_i - \bar{Y}^2 \\ &(2): (\bar{Y}_i - \bar{Y})^2 = (\mu + \alpha_i + \bar{\varepsilon}_i - (\mu + \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{I} n_j \alpha_j + \bar{\varepsilon}))^2 = ((\alpha_i - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{I} n_j \alpha_j) + (\bar{\varepsilon}_i - \bar{\varepsilon}))^2 = \\ &= (\alpha_i - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{I} n_j \alpha_j)^2 + (\bar{\varepsilon}_i - \bar{\varepsilon})^2 + 2(\bar{\varepsilon}_i - \bar{\varepsilon})(\alpha_i - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{I} n_j \alpha_j) + (\bar{\varepsilon}_i - \bar{\varepsilon}))^2 = \\ &= (\alpha_i - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{I} n_j \alpha_j)^2 + E((\bar{\varepsilon}_i - \bar{\varepsilon})^2 + 2(\bar{\varepsilon}_i - \bar{\varepsilon})^2 + 2(\bar{\varepsilon}_i - \bar{\varepsilon})(\alpha_i - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{I} n_j \alpha_j)) = \\ &= E((\alpha_i - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{I} n_j \alpha_j)^2) + E((\bar{\varepsilon}_i - \bar{\varepsilon})^2) + 2E((\bar{\varepsilon}_i - \bar{\varepsilon})^2 + 2(\bar{\varepsilon}_i - \bar{\varepsilon})^2 + 2(\bar{\varepsilon}_i - \bar{\varepsilon})(\alpha_i - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{I} n_j \alpha_j)) = E((\alpha_i - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{I} n_j \alpha_j)^2) + E((\bar{\varepsilon}_i - \bar{\varepsilon})^2) \\ &(4): E((\alpha_i - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{I} n_j \alpha_j)^2) + E((\bar{\varepsilon}_i - \bar{\varepsilon})^2) + 2E((\bar{\varepsilon}_i - \bar{\varepsilon})^2 - 2\frac{n_i}{N} \sigma_j^2) = 0 + V(\alpha_i) + V(\frac{1}{N} \sum_{j=1}^{I} n_j \alpha_j)^2 - 2Cov(\alpha_i, \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{I} n_j \alpha_j) \\ &(5): E((\bar{\varepsilon}_i - \bar{\varepsilon})^2) - V(\bar{\varepsilon}_i - \bar{\varepsilon}) - 2V(\bar{\varepsilon}_i) + V(\bar{\varepsilon}) - 2cov(\bar{\varepsilon}_i, \bar{\varepsilon}) - (\frac{1}{n_i} - \frac{1}{N})\sigma_i^2 - \frac{I - 1}{N} \sigma_i^2) \\ &(5): E(SSA) - \sum_{i=1}^{I} n_i E(\bar{Y}_i - \bar{Y})^2 - \sum_{i=1}^{I} n_i ((1 + \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{I} n_j \alpha_j) + V(\bar{\varepsilon}) - 2cov(\bar{\varepsilon}_i, \bar{\varepsilon}) - (\frac{1}{n_i} - \frac{1}{N})\sigma_i^2 - 2\frac{I - 1}{N} \sigma_i^2) \\ &(6): E(SSA) - \sum_{i=1}^{I} n_i E(\bar{Y}_i - \bar{Y})^2 - \sum_{i=1}^{I} n_i ((1 + \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{I} n_i \alpha_j) + V(\bar{\varepsilon}) - 2cov(\bar{\varepsilon}_i, \bar{\varepsilon}) - (1 - \frac{1}{n_i} - \frac{1}{N})\sigma_i^2 - 2\frac{I - 1}{N} \sigma_i^2) \\ &= (N - \frac{\sum_{i=1}^{I} n_i^2}{N})\sigma_0^2 + (I - 1)\sigma_i^2 \\ &(7): SSE = \sum_{i=1}^{I} \sum_{j=1}^{n_i} (\mu + \alpha_i + \varepsilon_{i,j} - (\mu + \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{I} n_i \alpha_k) + (\bar{\varepsilon}_i) - \bar{\varepsilon})^2 + 2(\alpha_i - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{I} n_i \alpha_k) + (\varepsilon_{i,j} - \bar{\varepsilon})] \\ &= \sum_{i=1}^{I} \sum_{j=1}^{n_i} (\alpha_i - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{I} n_i \alpha_k)^2 + (\varepsilon_{i,j} - \bar{\varepsilon})^2 + 2(\alpha_i - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{I} n_i \alpha_k) (\varepsilon_{i,j} - \bar{\varepsilon})] \\ &= \sum_{i=1}^{I} \sum_{j=1}^{n_i} (\alpha_i - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{I} n_i \alpha_k)^2 + (\varepsilon_{i,j} - \bar{\varepsilon})^2 + 2E(\alpha_i - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{I} n_i \alpha_k) (\varepsilon_{i,j} - \bar{\varepsilon})] \\ &= \sum_{i=1}^{I} \sum_{j=1}^{n_i} (\alpha_i - \frac$$

Q.2

שאלה 2

.Satterthwaite's procedure, כיתבו פונקציה המחשבת רווח סמך עבור סטיית התקן של האפקט המקרי (σ_a) בשיטת המחשבת רווח סמך עבור סטיית התקן של האפקטים נוספים), ומדגם מאוזן. הניחו מודל ניתוח שונות עם אפקט מקרי אחד (וללא אפקטים נוספים), ומדגם מאוזן. הפונקציה צריכה לקבל חמישה ארגומנטים:ַ

- (מספר התצפיות בכל קבוצה) n
 - (מספר הקבוצות) I
 - $MSA \cdot$
 - $MSE \bullet$
 - α •

 (σ_a) עבור סטיית התקן של האפקט המקרי ($(1-\alpha)100\%$ עבור ברמת ביטחון ולהחזיר רווח סמך ברמת ביטחון

```
s_p <- function(n,I,MSA,MSE,alpha){
    N <- n*I
    c_s <- c(1/n,-1/n)
    Ms <- c(MSA,MSE)
    df <- c(I-1,N-I)
    sigma_hat <- c_s %*% Ms
    df_sigma = (sigma_hat)^2/ sum(c_s^2*Ms^2/df)
    u_q <- qchisq(1-alpha/2,df_sigma)
    1_q <- qchisq(alpha/2,df_sigma)
    ci <- c(df_sigma*sigma_hat/u_q,df_sigma*sigma_hat/l_q)
    return(ci)
}</pre>
```

Q.3

שאלה 3

במודל. csv במובים כקובץ feedback_df_bi במודל.

אלו נתונים מאותו מחקר בו השתמשתם בשיעור, אך הפעם המשתנה התלוי performance מכיל מדד אחר ושמו imag_bi . המדד biceps. הזה מכיל תוצאות מדידה של פוטנציאל חשמלי הנמדד על ידי מכשיר אלקטרומיוגרף (EMG) בשריר הזרוע הדו ראשי (ryu are looking great). הנבדקים בקבוצת הביקורת לא קיבלו עידוד לפני מדידת הפוטנציאל החשמלי שלהם, ואילו אלו שבקבוצות (ryou are looking great.). בהמשך יעניין אותנו לבחון, למשל, הטיפול קיבלו חיזוק חיובי (ryou are looking great.) או שלילי (ryou are looking great.). בהמשך יעניין אותנו לבחון, למשל, האם יש השפעה לחיזוק חיובי או שלילי על הפוטנציאל החשמלי הנמדד בשריר הזרוע הדו ראשי.

- העמודות הנדרשות לנו בשאלה זו הן

- id מספר מזהה ייחודי למשתתף
- performance (נומרי) emg bi הציון המתקבל במדד
- feedback- (פידבק חיובי / פידבק שלילי / ביקורת)

בינתיים נרצה להשתמש בקבוצת הביקורת בלבד. תוכלו ליצור את תת המדגם הזה למשל כך,

```
feedback_bi_control = feedback_bi[(feedback_bi$feedback=="no feedback"),]
```

- א. נרצה לדעת האם בתוך קבוצת הביקורת, השונות של התיפקוד (performance) בין משתתפים (id) שונה מאפס. בדקו זאת בעזרת ניתוח שונות עם אפקט מקרי אחד.
 - .l מדוע נעדיף ניתוח שונות עם אפקט מקרי על פני אפקט קבוע?
 - $?\alpha = 0.05$ דווחו את התוצאה שקיבלתם. מה המסקנה עבור II.
 - III. חשבו אומדים ל**כ**ל אחד משלושת הפרמטרים של המודל.
 - ב. בנו רווח סמך ברמת סמך של 95% עבור התוחלת (μ) בעזרת הנוסחאות שהוצגו ב**כ**יתה.
 - . בנו רווח סמך ברמת סמך של 95% עבור שונות השגיאות (σ_{ϵ}^2) בעזרת הנוסחאות שהוצגו בכיתה.
 - Satterthwaite's procedure בנו רווח סמך ברמת סמך של 95% עבור שונות האפקט המקרי (σ_a^2) בעזרת עבור שונות האפקט של 95% (תוכלו להיעזר לשם כך בפונקציה שכתבתם בשאלה 2)
 - . בנו רווח סמך ברמת סמך של 95% עבור ICC בעור אבור הנוסחאות שהוצגו בכיתה הנוסחאות שהוצגו בכיתה.
- ו. הפונקציה confint מקבלת מודל סטטיסטי ומחשבת רווחי סמך לפרמטרים של המודל. הפעילו את הפונקציה על מודל ניתוח השונות עם האפקט המקרי, ופרטו מה התוצאות המתקבלות. האם רווחי הסמך שקיבלתם מ confint זהים לרווחי הסמך שחישבתם באופן ידני?

Attaching package: 'glue'

```
EX 4
 ## The following object is masked from 'package:dplyr':
 ##
 ##
        collapse
 library(lme4)
 ## Loading required package: Matrix
 ## Attaching package: 'Matrix'
 ## The following objects are masked from 'package:tidyr':
 ##
        expand, pack, unpack
а
 feed_back <- read.csv("feedback_df_bi.csv")</pre>
 feed_back_cont <- feed_back %>%
```

```
select(id,performance,feedback) %>%
 filter(feedback == "no feedback")
rand_a <- lmer(performance ~ (1|id) , data = feed_back_cont)</pre>
summary(rand_a)
```

```
## Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']
## Formula: performance ~ (1 | id)
##
    Data: feed_back_cont
##
## REML criterion at convergence: 1913.2
##
## Scaled residuals:
##
     Min 1Q Median
                              3Q
## -4.3784 -0.3585 -0.0520 0.2818 6.4500
##
## Random effects:
## Groups Name
                       Variance Std.Dev.
## id
            (Intercept) 68.69 8.288
## Residual
                      67.29 8.203
## Number of obs: 264, groups: id, 22
##
## Fixed effects:
##
              Estimate Std. Error t value
## (Intercept) 89.503
                          1.838
```

```
n <- 12
I <- 22
N <- n*I
sigma_a <- 68.69
sigma_e <- 67.29
mu <- 89.503
MSE <- sigma_e
MSA <- n*sigma_a+MSE
f_stat <- MSA/MSE
\label{eq:glue} glue("pvalue is: \{pf(f\_stat,I-1,N-I,lower.tail = FALSE)\} thus we will reject the null with a confidance level of 95%")
```

pvalue is: 1.36577270543185e-29 thus we will reject the null with a confidance level of 95%

```
glue("the estimators are:
     mu = \{mu\}
    sigma alpha = {sigma_a}
     sigma epsilon = {sigma_e}")
```

```
## the estimators are:
## mu = 89.503
## sigma alpha = 68.69
## sigma epsilon = 67.29
```

נעדיך ניתוח שונות עם אפקט מקרי על פני קבוע מכיוון ויש שונות בין אנשים שונים ללא קשר לקבוצת איכות/ביקורת בה הם נמצאים

b

```
ci_mu <- round(mu +c(-1,1)*qt(0.975,I-1)*sqrt(MSA/N),3)
glue("ci at a confidance level of 95% for mu is:({ci_mu[1]},{ci_mu[2]})")</pre>
```

```
## ci at a confidance level of 95% for mu is:(85.681,93.325)
```

C

```
alpha <- 0.05
ci_sigma_e <- round(MSE*(N-I)/c(qchisq(1-alpha/2,N-I),qchisq(alpha/2,N-I)),3)
glue("ci at a confidance level of 95% for sigma epsilon is:({ci_sigma_e[1]},{ci_sigma_e[2]})")</pre>
```

```
## ci at a confidance level of 95% for sigma epsilon is:(56.743,81.094)
```

d

```
ci_sigma_a = round(s_p(n,I,MSA,MSE,alpha),3)
glue("ci at a confidance level of 95% for sigma alpha is:({ci_sigma_a[1]},{ci_sigma_a[2]})")
```

```
## ci at a confidance level of 95% for sigma alpha is:(39.188,150.452)
```

е

```
L_U <- ((MSA/MSE)/c(qf(1-alpha/2,I-1,N-I),qf(alpha/2,I-1,N-I)) -1)/n
L <- L_U[1]
U <- L_U[2]
ci_ICC <- round(c(L/(L+1),U/(U+1)),3)
glue("ci at a confidance level of 95% for ICC is:({ci_ICC[1]},{ci_ICC[2]})")</pre>
```

```
## ci at a confidance level of 95% for ICC is:(0.354,0.689)
```

f

```
confint(rand_a)
```

Computing profile confidence intervals ...

```
## 2.5 % 97.5 %

## .sig01 5.981416 11.444573

## .sigma 7.522899 8.991571

## (Intercept) 85.824293 93.181073
```

הרווח סמך לתוחלת זההה, אך הרווחי סמך לסיגמאות שונות וזאת מיכוון והרווח סמך כאן הינו לסטיית תקן ואילו אנו חישבנו רווח סמך לשונות נשים לב שאם ניקח את הקצוות של הרווחי סמך של פונקציה זו ונעלה אותם בריבוע נקבל ביטוי קרוב לביטוי שלנו ועל כן רווחי הסמך שקולים.