

i PSY2014 Eksamens 2021

PSY2014 - Kvantitativ metode

Informasjon om eksamen

- Åpen bok-eksamen 27. mai kl. 09.00 til 12.00
- Det er syv (7) faner med oppgaver, og du bør prøve å besvare alle
- Du trenger ikke å kjøre R/RStudio under eksamen, alle nødvendige resultater blir vedlagt oppgavene
- En liste med relevante formler og en tabell med t-fordelingen er gitt på slutten av hvert vedlegg
- Du skal ikke laste opp håndtegninger
- Du trenger ikke å bruke referanser med mindre det er noe du vil referere til som er utenom pensum
- Eksamen skal være ditt eget, selvstendige arbeid, og et resultat av egen læring og arbeidsinnsats. Du kan ikke samarbeide med andre om denne eksamenen
- Du kan besvare eksamen på norsk, svensk, dansk eller engelsk
- Besvarelsen skal være anonym, ikke bruk navnet ditt i besvarelsen

Spørsmål under eksamen

- Hvis du har spørsmål under eksamen, må du sende e-post fra din UiO-mail til hjemmeeksamen@sv.uio.no.
- Merk emnefeltet med emnekoden til emnet.
- Dersom det blir gitt noe informasjon til alle kandidater under eksamen, så legges dette ut i Canvas. [Se varsellinnstillinger i Canvas](#).

Innlevering i Inspera

- [Les mer om eksamen og innlevering i Inspera](#).
- Trykk på **Lever nå** for å levere besvarelsen.
- Etter eksamen finner du din innleverte besvarelse under **Arkiv**.

1 Ny oppgave

Oppgave 1: Visuell tracking og pupille-størrelse (60%)

I denne oppgaven skal vi analysere data fra et tenkt eksperiment. Deltagerne har som oppgave å følge en prikk på en pc-skjerm mens de blir distraheret av et antall andre bevegende prikker (distraktorer). Jo flere distraktorer det er på skjermen, jo større antas den kognitive belastningen å være. Mens oppgaven pågår måles størrelsen på pupillene til deltagerne. Pupillestørrelsen er ofte brukt som et implisitt mål på kognitiv belastning, og variablen PUPILL inneholder den gjennomsnittlig pupillestørrelsen under oppgaven (målt i mm diameter). PUPILL vil være den avhengige variablen i alle modellene i oppgave 1.

Følgende uavhengige variabler vil bli inkludert i regresjonsmodellene:

NDIST: Antall distraktorer (fra 0 til 15). Variablen er sentrert på gjennomsnittet (8.4), dvs. NDIST <-antall_distraktorer – mean(antall_distraktorer)

STØRRELSE: Diameter på prikkene i mm.

ALDER: Deltagerens alder i år.

LANGSYN: Mål på langsynthet. Høyere verdier indikerer større grad av langsynthet.

FARGE: Fargen på de visuelle stimuliene (målet og distraktorene). 1: grå, 2: oransje, 3: grønn.

a) I modell 1 er NDIST den eneste uavhengige variablen.

I vedlegget for modell 1 finner du R-utskrift fra funksjonene anova() og confint(). Bruk dette til å besvare følgende:

1. Hvor mange deltakere var det totalt i denne studien?
2. Hvor mye av variasjonen i pupillestørrelse kan forklares ved variasjon i antall distraktorer?
3. Hva kan du si om sammenhengen mellom NDIST og PUPILL?

Skriv ditt svar her

Format ▼ | B I U x_e x^2 | $\sum x$ | □ □ | ↶ ↷ ⌚ | ⋮⋮ ⋮⋮ | Ω ℳ | -pencil | Σ | ✖

Words: 0

Maks poeng: 10

2 Ny oppgave

b) I modell 2 er NDIST og STØRRELSE uavhengige variabler i modellen.

1. Hva er tolkningen av de tre regresjonskoeffisientene i utskriften?
2. Hva er forventet pupillestørrelse når $NDIST = 10$ og $STØRRELSE = 4$?
3. I modell 2 blir standardfeilen til regresjonskoeffisienten for $STØRRELSE$ (Std. Error) estimert til 0.02596. Hvordan forstår du dette tallet? Dersom du ledet dette eksperimentet, hvilke grep kunne du ta for å gjøre standardfeilen mindre ?

Skriv ditt svar her

Format ▾ | **B** *I* U x_e x^2 | \bar{x} | Σ | Δ ∇ \leftarrow \rightarrow \odot | \approx \equiv | Ω $\#$ | \checkmark | Σ |

☒

Words: 0

Maks poeng: 10

3 Ny oppgave

c) I modell 3 er NDIST og $NDIST^2$ uavhengige variabler.

1. Forklar hvorfor det er en god ide å legge til NDIST^2 ($\text{NDIST}^{\wedge}2$), gitt plottet av residualene fra modell 1 og utskriften fra anova/AIC funksjonene som sammenlikner modell 1 og modell 3.
 2. Beskriv kort sammenhengen mellom pupilstørrelse og antall distraktorer basert på resultatene fra modell 3.
 3. Modellen kan brukes til å predikere pupilstørrelse når det er 30 distraktorer på skjermen? Ville du støle på dette tallet (begrunn svaret)?

Skriv ditt svar her

Words: 0

Maks poeng: 10

4 Ny oppgave

d) I modell 4a legger vi til ALDER og i modell 4b legger vi også til LANGSYN.

1. Det er et problem med modell 4b. Forklar hva problemet består i, og hvilke følger det kan få for de estimerte koeffisientene til ALDER og LANGSYN.

Skriv ditt svar her

Words: 0

Maks poeng: 10

5 Ny oppgave

e) Den siste modellen inneholder de uavhengige variablene ALDER, STØRRELSE og FARGE.

1. Vurder påstanden «*alder er sterkere assosiert med pupillestørrelsen enn størrelsen på prikken er*».
2. Vurder påstanden «*pupillen er mindre når prikken er oransje enn når den er grå*» .
3. Hvilke variabler ville du lagt til modellen dersom du var interessert i å vurdere i hvilken grad sammenhengen mellom alder og pupillestørrelse avhenger av kognitiv belastning (antall distraktorer)?

Skriv ditt svar her

Format ▼ | **B** *I* U x_1 x^2 | Σ_x | | | $\frac{1}{x}$ $\frac{1}{x^2}$ | Ω | | Σ |

Words: 0

Maks poeng: 10

6 Ny oppgave

Oppgave 2: Tetris som behandling av uønskede visuelle minner. (25%)

I denne oppgaven skal vi se på data fra en studie der Tetris (et visuelt krevende dataspill som består i å ordne geometriske figurer på bestemte måter) ble benyttet for å påvirke i hvilken grad deltagere opplevde uønskede visuelle minner fra en film de tidligere hadde sett. Deltakerne ble delt i tre like store grupper som hver så en av tre filmer , 1: En komedie, 2: En skrekkfilm, 3: Et drama. Halvparten av deltagerne spilte så Tetris i 20 minutter samtidig som de tenkte på filmen de hadde sett. Resten av deltagerne tenkte på filmen mens de satt alene i rolige omgivelser. Neste dag blir deltagerne spurta om hvor mange ganger de har opplevd uønskede forestillingsbilder fra filmen etter at de så den.

Vedlagt finner du R-utskrift fra en variansanalyse.

1. Fyll inn de sladdede verdiene i tabellen.
 2. Hvilke konklusjoner ville du trekke på bakgrunn av R-utskriften?
 3. Under tabellen finner du tre figurer (A,B, og C). Hvilken av dem kan være et plot av dataene fra denne studien (begrunn svaret).

Skriv ditt svar her

Format ▾ | **B** *I* U \mathbf{x}_e \mathbf{x}^2 | $\mathcal{I}_{\mathbf{x}}$ | | | $\frac{1}{z}$ $\frac{\cdot}{z}$ | Ω | | Σ |

\mathbf{x}

Words: 0

Words: 0

Maks poeng: 10

7 Ny oppgave

Oppgave 3: Holdninger til firedagers arbeidsuke. (15%)

I denne oppgaven skal vi analysere holdninger til firedagers arbeidsuker blant folk i tre forskjellige sektorer, 1: Helsearbeidere, 2: Offentlige saksbehandlere, og 3: Håndverkere. Deltagerne i studien svarte på spørsmålet «Ønsker du at din arbeidsplass går over til en fire dagers arbeidsuke?»

1. Hvilke konklusjoner ville du trekke om hvorvidt ansatte i ulike yrker ønsker å gå over til firedagers arbeidsuker?

Skriv ditt svar her

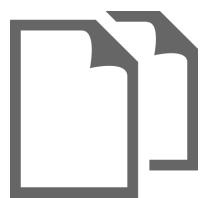
Words: 0

Maks poeng: 10



Question 1

Attached



R-utskrift for oppgave 1, modell 1:

```
# =====
> m1<-lm(PUPILL~NDIST)
> anova(m1)
Analysis of Variance Table

Response: PUPILL
          Df Sum Sq Mean Sq F value    Pr(>F)
NDIST      1 134.80 134.804 127.29 < 2.2e-16 ***
Residuals 198 209.69   1.059
---
Signif. codes:  0 '****' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

# =====
> confint(m1)
              2.5 %    97.5 %
(Intercept) 7.2328201 7.5198220
NDIST       0.1618453 0.2304073
```

Formelark for PSY2014

Gjennomsnitt: $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$

Varians: $s_X^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n - 1}$

Standardavvik: $s_X = \sqrt{s_X^2}$

Kovarians: $s_{XY} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{n - 1}$

Pearson Korrelasjon: $r = \frac{s_{XY}}{s_X s_Y}$

Minste kvadraters estimator i bivariat regresjon.

$$\hat{b}_0 = \bar{Y} - \hat{b}_1 \cdot \bar{X} \quad \hat{b}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}) \cdot (Y_i - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} = \frac{s_{XY}}{s_X^2}$$

Standardfeilen til estimatet av b_1 i en bivariat regresjon. $SE(\hat{b}_1) = \frac{s}{\sqrt{\sum(X_i - \bar{X})^2}}$ $s = \sqrt{\frac{\sum(Y_i - \hat{Y})^2}{n - p - 1}}$

Standardisert regresjonskoeffisient $\beta_i = b_i \frac{s_X}{s_Y}$

Sums of squares: $\sum(Y_i - \bar{Y})^2 = \sum(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 + \sum(Y_i - \hat{Y}_i)^2$

r^2 : $r^2 = 1 - \frac{SSE}{TSS}$ Justert $r^2 = 1 - \frac{(n - 1)(1 - r^2)}{n - p - 1}$

Z-skåre: $Z = \frac{X - \bar{X}}{s_X}$

F-ratio: $F = \frac{MSM}{MSE}$, er i en multippel regresjonsanalyse fordelt $F(df_1=p, df_2=n-p-1)$ under H_0 .

T-test: $t = \frac{\hat{b}_i}{SE(\hat{b}_i)}$, er i en multippel regresjonsanalyse fordelt $t(df=n-p-1)$ under H_0 .

Kji-kvadrat: $\chi^2 = \sum \frac{(O-E)^2}{E}$, fordelt $\chi^2(df = (Rader - 1)(Kol - 1))$ under H_0 $E_{kol i, radj} = \frac{R_j \times C_i}{n}$

Enveis Anova (mellom-gruppe design):

$SS_{between}$: $SS_b = \sum_{j=1}^g \sum_{i=1}^{n_j} (\bar{y}_j - \bar{y})^2 = \sum_{j=1}^g n_j (\bar{y}_j - \bar{y})^2$ $df_b = g - 1$

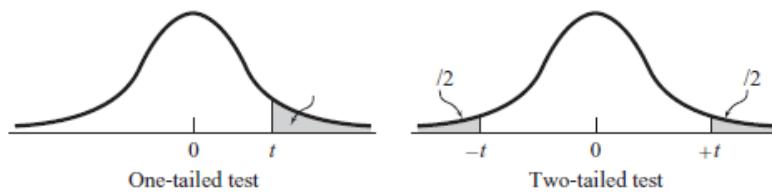
SS_{within} : $SS_w = \sum_{j=1}^g \sum_{i=1}^{n_j} (y_{ij} - \bar{y}_j)^2$ $df_w = n - g$

For "standardfeilen" (SE) til en differanse mellom to gjennomsnitt bruker vi:

$SE_{diff} = \sqrt{\frac{2 \cdot MSS_w}{n}}$ (der n er antall personer innad i hver gruppe).

$t = \frac{x_1 - x_2}{SE_{diff}}$, med frihetsgrader (df) fra MSS_w

Appendix t: Percentage Points of the t Distribution



| Level of Significance for One-Tailed Test | | | | | | | | | |
|---|---|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|---------|
| | 0.25 | 0.20 | 0.15 | 0.10 | 0.05 | 0.025 | 0.01 | 0.005 | 0.0005 |
| df | Level of Significance for Two-Tailed Test | | | | | | | | |
| | 0.50 | 0.40 | 0.30 | 0.20 | 0.10 | 0.05 | 0.02 | 0.01 | 0.001 |
| 1 | 1.000 | 1.376 | 1.963 | 3.078 | 6.314 | 12.706 | 31.821 | 63.657 | 636.620 |
| 2 | 0.816 | 1.061 | 1.386 | 1.886 | 2.920 | 4.303 | 6.965 | 9.925 | 31.599 |
| 3 | 0.765 | 0.978 | 1.250 | 1.638 | 2.353 | 3.182 | 4.541 | 5.841 | 12.924 |
| 4 | 0.741 | 0.941 | 1.190 | 1.533 | 2.132 | 2.776 | 3.747 | 4.604 | 8.610 |
| 5 | 0.727 | 0.920 | 1.156 | 1.476 | 2.015 | 2.571 | 3.365 | 4.032 | 6.869 |
| 6 | 0.718 | 0.906 | 1.134 | 1.440 | 1.943 | 2.447 | 3.143 | 3.707 | 5.959 |
| 7 | 0.711 | 0.896 | 1.119 | 1.415 | 1.895 | 2.365 | 2.998 | 3.499 | 5.408 |
| 8 | 0.706 | 0.889 | 1.108 | 1.397 | 1.860 | 2.306 | 2.896 | 3.355 | 5.041 |
| 9 | 0.703 | 0.883 | 1.100 | 1.383 | 1.833 | 2.262 | 2.821 | 3.250 | 4.781 |
| 10 | 0.700 | 0.879 | 1.093 | 1.372 | 1.812 | 2.228 | 2.764 | 3.169 | 4.587 |
| 11 | 0.697 | 0.876 | 1.088 | 1.363 | 1.796 | 2.201 | 2.718 | 3.106 | 4.437 |
| 12 | 0.695 | 0.873 | 1.083 | 1.356 | 1.782 | 2.179 | 2.681 | 3.055 | 4.318 |
| 13 | 0.694 | 0.870 | 1.079 | 1.350 | 1.771 | 2.160 | 2.650 | 3.012 | 4.221 |
| 14 | 0.692 | 0.868 | 1.076 | 1.345 | 1.761 | 2.145 | 2.624 | 2.977 | 4.140 |
| 15 | 0.691 | 0.866 | 1.074 | 1.341 | 1.753 | 2.131 | 2.602 | 2.947 | 4.073 |
| 16 | 0.690 | 0.865 | 1.071 | 1.337 | 1.746 | 2.120 | 2.583 | 2.921 | 4.015 |
| 17 | 0.689 | 0.863 | 1.069 | 1.333 | 1.740 | 2.110 | 2.567 | 2.898 | 3.965 |
| 18 | 0.688 | 0.862 | 1.067 | 1.330 | 1.734 | 2.101 | 2.552 | 2.878 | 3.922 |
| 19 | 0.688 | 0.861 | 1.066 | 1.328 | 1.729 | 2.093 | 2.539 | 2.861 | 3.883 |
| 20 | 0.687 | 0.860 | 1.064 | 1.325 | 1.725 | 2.086 | 2.528 | 2.845 | 3.850 |
| 21 | 0.686 | 0.859 | 1.063 | 1.323 | 1.721 | 2.080 | 2.518 | 2.831 | 3.819 |
| 22 | 0.686 | 0.858 | 1.061 | 1.321 | 1.717 | 2.074 | 2.508 | 2.819 | 3.792 |
| 23 | 0.685 | 0.858 | 1.060 | 1.319 | 1.714 | 2.069 | 2.500 | 2.807 | 3.768 |
| 24 | 0.685 | 0.857 | 1.059 | 1.318 | 1.711 | 2.064 | 2.492 | 2.797 | 3.745 |
| 25 | 0.684 | 0.856 | 1.058 | 1.316 | 1.708 | 2.060 | 2.485 | 2.787 | 3.725 |
| 26 | 0.684 | 0.856 | 1.058 | 1.315 | 1.706 | 2.056 | 2.479 | 2.779 | 3.707 |
| 27 | 0.684 | 0.855 | 1.057 | 1.314 | 1.703 | 2.052 | 2.473 | 2.771 | 3.690 |
| 28 | 0.683 | 0.855 | 1.056 | 1.313 | 1.701 | 2.048 | 2.467 | 2.763 | 3.674 |
| 29 | 0.683 | 0.854 | 1.055 | 1.311 | 1.699 | 2.045 | 2.462 | 2.756 | 3.659 |
| 30 | 0.683 | 0.854 | 1.055 | 1.310 | 1.697 | 2.042 | 2.457 | 2.750 | 3.646 |
| 40 | 0.681 | 0.851 | 1.050 | 1.303 | 1.684 | 2.021 | 2.423 | 2.704 | 3.551 |
| 50 | 0.679 | 0.849 | 1.047 | 1.299 | 1.676 | 2.009 | 2.403 | 2.678 | 3.496 |
| 100 | 0.677 | 0.845 | 1.042 | 1.290 | 1.660 | 1.984 | 2.364 | 2.626 | 3.390 |
| ∞ | 0.674 | 0.842 | 1.036 | 1.282 | 1.645 | 1.960 | 2.326 | 2.576 | 3.291 |

Source: The entries in this table were computed by the author.



Question 2

Attached



R-utskrift for oppgave 1, modell 2:

```
# =====
> summary((m2<-lm(PUPILL~NDIST+STØRRELSE)))
Call:
lm(formula = PUPILL ~ NDIST + STØRRELSE)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max 
-3.02985 -0.67410  0.01818  0.65014  2.71891 

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)    
(Intercept) 5.73880   0.77895   7.367 4.67e-12 ***  
NDIST       0.19448   0.01725  11.273 < 2e-16 ***  
STØRRELSE   0.05482   0.02596   2.111   0.036 *    
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 1.02 on 197 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.4048, Adjusted R-squared:  0.3987 
F-statistic: 66.98 on 2 and 197 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

Formelark for PSY2014

Gjennomsnitt: $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$

Varians: $s_X^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n - 1}$

Standardavvik: $s_X = \sqrt{s_X^2}$

Kovarians: $s_{XY} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{n - 1}$

Pearson Korrelasjon: $r = \frac{s_{XY}}{s_X s_Y}$

Minste kvadraters estimator i bivariat regresjon.

$$\hat{b}_0 = \bar{Y} - \hat{b}_1 \cdot \bar{X} \quad \hat{b}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}) \cdot (Y_i - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} = \frac{s_{XY}}{s_X^2}$$

Standardfeilen til estimatet av b_1 i en bivariat regresjon. $SE(\hat{b}_1) = \frac{s}{\sqrt{\sum(X_i - \bar{X})^2}}$ $s = \sqrt{\frac{\sum(Y_i - \hat{Y})^2}{n - p - 1}}$

Standardisert regresjonskoeffisient $\beta_i = b_i \frac{s_X}{s_Y}$

Sums of squares: $\sum(Y_i - \bar{Y})^2 = \sum(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 + \sum(Y_i - \hat{Y}_i)^2$

r^2 : $r^2 = 1 - \frac{SSE}{TSS}$ Justert $r^2 = 1 - \frac{(n - 1)(1 - r^2)}{n - p - 1}$

Z-skåre: $Z = \frac{X - \bar{X}}{s_X}$

F-ratio: $F = \frac{MSM}{MSE}$, er i en multippel regresjonsanalyse fordelt $F(df_1=p, df_2=n-p-1)$ under H_0 .

T-test: $t = \frac{\hat{b}_i}{SE(\hat{b}_i)}$, er i en multippel regresjonsanalyse fordelt $t(df=n-p-1)$ under H_0 .

Kji-kvadrat: $\chi^2 = \sum \frac{(O-E)^2}{E}$, fordelt $\chi^2(df = (Rader - 1)(Kol - 1))$ under H_0 $E_{kol i, radj} = \frac{R_j \times C_i}{n}$

Enveis Anova (mellom-gruppe design):

$SS_{between}$: $SS_b = \sum_{j=1}^g \sum_{i=1}^{n_j} (\bar{y}_j - \bar{y})^2 = \sum_{j=1}^g n_j (\bar{y}_j - \bar{y})^2$ $df_b = g - 1$

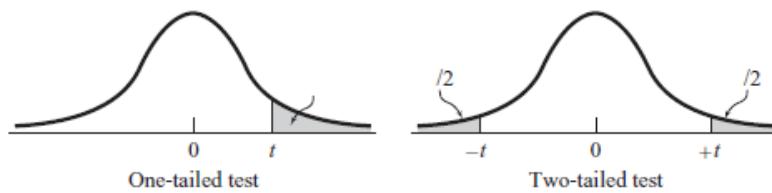
SS_{within} : $SS_w = \sum_{j=1}^g \sum_{i=1}^{n_j} (y_{ij} - \bar{y}_j)^2$ $df_w = n - g$

For "standardfeilen" (SE) til en differanse mellom to gjennomsnitt bruker vi:

$SE_{diff} = \sqrt{\frac{2 \cdot MSS_w}{n}}$ (der n er antall personer innad i hver gruppe).

$t = \frac{x_1 - x_2}{SE_{diff}}$, med frihetsgrader (df) fra MSS_w

Appendix t: Percentage Points of the t Distribution



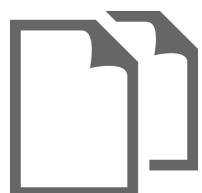
| Level of Significance for One-Tailed Test | | | | | | | | | |
|---|---|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|---------|
| | 0.25 | 0.20 | 0.15 | 0.10 | 0.05 | 0.025 | 0.01 | 0.005 | 0.0005 |
| df | Level of Significance for Two-Tailed Test | | | | | | | | |
| | 0.50 | 0.40 | 0.30 | 0.20 | 0.10 | 0.05 | 0.02 | 0.01 | 0.001 |
| 1 | 1.000 | 1.376 | 1.963 | 3.078 | 6.314 | 12.706 | 31.821 | 63.657 | 636.620 |
| 2 | 0.816 | 1.061 | 1.386 | 1.886 | 2.920 | 4.303 | 6.965 | 9.925 | 31.599 |
| 3 | 0.765 | 0.978 | 1.250 | 1.638 | 2.353 | 3.182 | 4.541 | 5.841 | 12.924 |
| 4 | 0.741 | 0.941 | 1.190 | 1.533 | 2.132 | 2.776 | 3.747 | 4.604 | 8.610 |
| 5 | 0.727 | 0.920 | 1.156 | 1.476 | 2.015 | 2.571 | 3.365 | 4.032 | 6.869 |
| 6 | 0.718 | 0.906 | 1.134 | 1.440 | 1.943 | 2.447 | 3.143 | 3.707 | 5.959 |
| 7 | 0.711 | 0.896 | 1.119 | 1.415 | 1.895 | 2.365 | 2.998 | 3.499 | 5.408 |
| 8 | 0.706 | 0.889 | 1.108 | 1.397 | 1.860 | 2.306 | 2.896 | 3.355 | 5.041 |
| 9 | 0.703 | 0.883 | 1.100 | 1.383 | 1.833 | 2.262 | 2.821 | 3.250 | 4.781 |
| 10 | 0.700 | 0.879 | 1.093 | 1.372 | 1.812 | 2.228 | 2.764 | 3.169 | 4.587 |
| 11 | 0.697 | 0.876 | 1.088 | 1.363 | 1.796 | 2.201 | 2.718 | 3.106 | 4.437 |
| 12 | 0.695 | 0.873 | 1.083 | 1.356 | 1.782 | 2.179 | 2.681 | 3.055 | 4.318 |
| 13 | 0.694 | 0.870 | 1.079 | 1.350 | 1.771 | 2.160 | 2.650 | 3.012 | 4.221 |
| 14 | 0.692 | 0.868 | 1.076 | 1.345 | 1.761 | 2.145 | 2.624 | 2.977 | 4.140 |
| 15 | 0.691 | 0.866 | 1.074 | 1.341 | 1.753 | 2.131 | 2.602 | 2.947 | 4.073 |
| 16 | 0.690 | 0.865 | 1.071 | 1.337 | 1.746 | 2.120 | 2.583 | 2.921 | 4.015 |
| 17 | 0.689 | 0.863 | 1.069 | 1.333 | 1.740 | 2.110 | 2.567 | 2.898 | 3.965 |
| 18 | 0.688 | 0.862 | 1.067 | 1.330 | 1.734 | 2.101 | 2.552 | 2.878 | 3.922 |
| 19 | 0.688 | 0.861 | 1.066 | 1.328 | 1.729 | 2.093 | 2.539 | 2.861 | 3.883 |
| 20 | 0.687 | 0.860 | 1.064 | 1.325 | 1.725 | 2.086 | 2.528 | 2.845 | 3.850 |
| 21 | 0.686 | 0.859 | 1.063 | 1.323 | 1.721 | 2.080 | 2.518 | 2.831 | 3.819 |
| 22 | 0.686 | 0.858 | 1.061 | 1.321 | 1.717 | 2.074 | 2.508 | 2.819 | 3.792 |
| 23 | 0.685 | 0.858 | 1.060 | 1.319 | 1.714 | 2.069 | 2.500 | 2.807 | 3.768 |
| 24 | 0.685 | 0.857 | 1.059 | 1.318 | 1.711 | 2.064 | 2.492 | 2.797 | 3.745 |
| 25 | 0.684 | 0.856 | 1.058 | 1.316 | 1.708 | 2.060 | 2.485 | 2.787 | 3.725 |
| 26 | 0.684 | 0.856 | 1.058 | 1.315 | 1.706 | 2.056 | 2.479 | 2.779 | 3.707 |
| 27 | 0.684 | 0.855 | 1.057 | 1.314 | 1.703 | 2.052 | 2.473 | 2.771 | 3.690 |
| 28 | 0.683 | 0.855 | 1.056 | 1.313 | 1.701 | 2.048 | 2.467 | 2.763 | 3.674 |
| 29 | 0.683 | 0.854 | 1.055 | 1.311 | 1.699 | 2.045 | 2.462 | 2.756 | 3.659 |
| 30 | 0.683 | 0.854 | 1.055 | 1.310 | 1.697 | 2.042 | 2.457 | 2.750 | 3.646 |
| 40 | 0.681 | 0.851 | 1.050 | 1.303 | 1.684 | 2.021 | 2.423 | 2.704 | 3.551 |
| 50 | 0.679 | 0.849 | 1.047 | 1.299 | 1.676 | 2.009 | 2.403 | 2.678 | 3.496 |
| 100 | 0.677 | 0.845 | 1.042 | 1.290 | 1.660 | 1.984 | 2.364 | 2.626 | 3.390 |
| ∞ | 0.674 | 0.842 | 1.036 | 1.282 | 1.645 | 1.960 | 2.326 | 2.576 | 3.291 |

Source: The entries in this table were computed by the author.

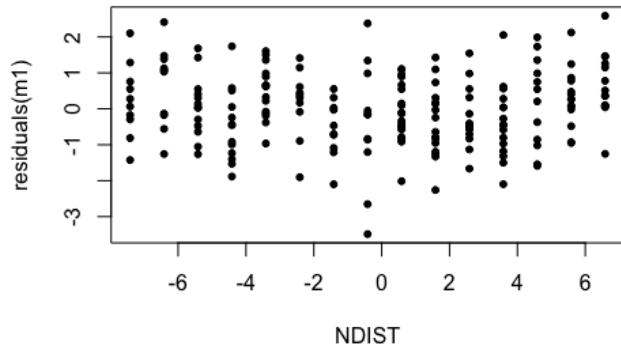


Question 3

Attached



R-utskrift for oppgave 1, modell 3:



```
# =====
> summary((m3<-lm(PUPILL~NDIST+I(NDIST^2))))
Call:
lm(formula = PUPILL ~ NDIST + I(NDIST^2))

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max 
-3.2045 -0.5887 -0.0081  0.6646  2.6579 

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)    
(Intercept) 7.095429   0.104300  68.029 < 2e-16 ***
NDIST       0.205231   0.017047  12.039 < 2e-16 ***
I(NDIST^2)  0.016030   0.004382   3.658 0.000326 ***  
---
Signif. codes:  0 '****' 0.001 '***' 0.01 '**' 0.05 '*' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.9984 on 197 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.43,  Adjusted R-squared:  0.4242 
F-statistic: 74.32 on 2 and 197 DF,  p-value: < 2.2e-16

# =====
> anova(m1, m3)
Analysis of Variance Table

Model 1: PUPILL ~ NDIST
Model 2: PUPILL ~ NDIST + I(NDIST^2)
  Res.Df   RSS Df Sum of Sq    F    Pr(>F)    
1    198 209.69                                 
2    197 196.35  1    13.341 13.384 0.0003257 ***
---
Signif. codes:  0 '****' 0.001 '***' 0.01 '**' 0.05 '*' 0.1 ' ' 1

# =====
> AIC(m1,m3)
      df      AIC
m1  3 583.0406
m3  4 571.8940
```

Formelark for PSY2014

Gjennomsnitt: $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$

Varians: $s_X^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n - 1}$

Standardavvik: $s_X = \sqrt{s_X^2}$

Kovarians: $s_{XY} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{n - 1}$

Pearson Korrelasjon: $r = \frac{s_{XY}}{s_X s_Y}$

Minste kvadraters estimator i bivariat regresjon.

$$\hat{b}_0 = \bar{Y} - \hat{b}_1 \cdot \bar{X} \quad \hat{b}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}) \cdot (Y_i - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} = \frac{s_{XY}}{s_X^2}$$

Standardfeilen til estimatet av b_1 i en bivariat regresjon. $SE(\hat{b}_1) = \frac{s}{\sqrt{\sum(X_i - \bar{X})^2}}$ $s = \sqrt{\frac{\sum(Y_i - \hat{Y})^2}{n - p - 1}}$

Standardisert regresjonskoeffisient $\beta_i = b_i \frac{s_X}{s_Y}$

Sums of squares: $\sum(Y_i - \bar{Y})^2 = \sum(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 + \sum(Y_i - \hat{Y}_i)^2$

r^2 : $r^2 = 1 - \frac{SSE}{TSS}$ Justert $r^2 = 1 - \frac{(n - 1)(1 - r^2)}{n - p - 1}$

Z-skåre: $Z = \frac{X - \bar{X}}{s_X}$

F-ratio: $F = \frac{MSM}{MSE}$, er i en multippel regresjonsanalyse fordelt $F(df_1=p, df_2=n-p-1)$ under H_0 .

T-test: $t = \frac{\hat{b}_i}{SE(\hat{b}_i)}$, er i en multippel regresjonsanalyse fordelt $t(df=n-p-1)$ under H_0 .

Kji-kvadrat: $\chi^2 = \sum \frac{(O-E)^2}{E}$, fordelt $\chi^2(df = (Rader - 1)(Kol - 1))$ under H_0 $E_{kol i, radj} = \frac{R_j \times C_i}{n}$

Enveis Anova (mellom-gruppe design):

$SS_{between}$: $SS_b = \sum_{j=1}^g \sum_{i=1}^{n_j} (\bar{y}_j - \bar{y})^2 = \sum_{j=1}^g n_j (\bar{y}_j - \bar{y})^2$ $df_b = g - 1$

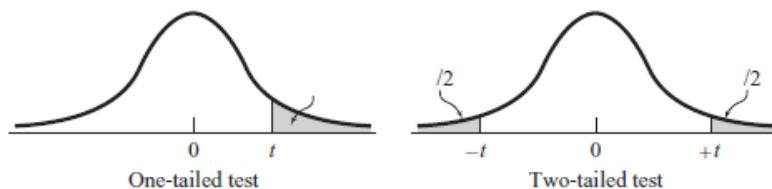
SS_{within} : $SS_w = \sum_{j=1}^g \sum_{i=1}^{n_j} (y_{ij} - \bar{y}_j)^2$ $df_w = n - g$

For "standardfeilen" (SE) til en differanse mellom to gjennomsnitt bruker vi:

$SE_{diff} = \sqrt{\frac{2 \cdot MSS_w}{n}}$ (der n er antall personer innad i hver gruppe).

$t = \frac{x_1 - x_2}{SE_{diff}}$, med frihetsgrader (df) fra MSS_w

Appendix t: Percentage Points of the t Distribution



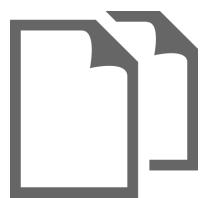
| Level of Significance for One-Tailed Test | | | | | | | | | |
|---|---|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|---------|
| | 0.25 | 0.20 | 0.15 | 0.10 | 0.05 | 0.025 | 0.01 | 0.005 | 0.0005 |
| df | Level of Significance for Two-Tailed Test | | | | | | | | |
| | 0.50 | 0.40 | 0.30 | 0.20 | 0.10 | 0.05 | 0.02 | 0.01 | 0.001 |
| 1 | 1.000 | 1.376 | 1.963 | 3.078 | 6.314 | 12.706 | 31.821 | 63.657 | 636.620 |
| 2 | 0.816 | 1.061 | 1.386 | 1.886 | 2.920 | 4.303 | 6.965 | 9.925 | 31.599 |
| 3 | 0.765 | 0.978 | 1.250 | 1.638 | 2.353 | 3.182 | 4.541 | 5.841 | 12.924 |
| 4 | 0.741 | 0.941 | 1.190 | 1.533 | 2.132 | 2.776 | 3.747 | 4.604 | 8.610 |
| 5 | 0.727 | 0.920 | 1.156 | 1.476 | 2.015 | 2.571 | 3.365 | 4.032 | 6.869 |
| 6 | 0.718 | 0.906 | 1.134 | 1.440 | 1.943 | 2.447 | 3.143 | 3.707 | 5.959 |
| 7 | 0.711 | 0.896 | 1.119 | 1.415 | 1.895 | 2.365 | 2.998 | 3.499 | 5.408 |
| 8 | 0.706 | 0.889 | 1.108 | 1.397 | 1.860 | 2.306 | 2.896 | 3.355 | 5.041 |
| 9 | 0.703 | 0.883 | 1.100 | 1.383 | 1.833 | 2.262 | 2.821 | 3.250 | 4.781 |
| 10 | 0.700 | 0.879 | 1.093 | 1.372 | 1.812 | 2.228 | 2.764 | 3.169 | 4.587 |
| 11 | 0.697 | 0.876 | 1.088 | 1.363 | 1.796 | 2.201 | 2.718 | 3.106 | 4.437 |
| 12 | 0.695 | 0.873 | 1.083 | 1.356 | 1.782 | 2.179 | 2.681 | 3.055 | 4.318 |
| 13 | 0.694 | 0.870 | 1.079 | 1.350 | 1.771 | 2.160 | 2.650 | 3.012 | 4.221 |
| 14 | 0.692 | 0.868 | 1.076 | 1.345 | 1.761 | 2.145 | 2.624 | 2.977 | 4.140 |
| 15 | 0.691 | 0.866 | 1.074 | 1.341 | 1.753 | 2.131 | 2.602 | 2.947 | 4.073 |
| 16 | 0.690 | 0.865 | 1.071 | 1.337 | 1.746 | 2.120 | 2.583 | 2.921 | 4.015 |
| 17 | 0.689 | 0.863 | 1.069 | 1.333 | 1.740 | 2.110 | 2.567 | 2.898 | 3.965 |
| 18 | 0.688 | 0.862 | 1.067 | 1.330 | 1.734 | 2.101 | 2.552 | 2.878 | 3.922 |
| 19 | 0.688 | 0.861 | 1.066 | 1.328 | 1.729 | 2.093 | 2.539 | 2.861 | 3.883 |
| 20 | 0.687 | 0.860 | 1.064 | 1.325 | 1.725 | 2.086 | 2.528 | 2.845 | 3.850 |
| 21 | 0.686 | 0.859 | 1.063 | 1.323 | 1.721 | 2.080 | 2.518 | 2.831 | 3.819 |
| 22 | 0.686 | 0.858 | 1.061 | 1.321 | 1.717 | 2.074 | 2.508 | 2.819 | 3.792 |
| 23 | 0.685 | 0.858 | 1.060 | 1.319 | 1.714 | 2.069 | 2.500 | 2.807 | 3.768 |
| 24 | 0.685 | 0.857 | 1.059 | 1.318 | 1.711 | 2.064 | 2.492 | 2.797 | 3.745 |
| 25 | 0.684 | 0.856 | 1.058 | 1.316 | 1.708 | 2.060 | 2.485 | 2.787 | 3.725 |
| 26 | 0.684 | 0.856 | 1.058 | 1.315 | 1.706 | 2.056 | 2.479 | 2.779 | 3.707 |
| 27 | 0.684 | 0.855 | 1.057 | 1.314 | 1.703 | 2.052 | 2.473 | 2.771 | 3.690 |
| 28 | 0.683 | 0.855 | 1.056 | 1.313 | 1.701 | 2.048 | 2.467 | 2.763 | 3.674 |
| 29 | 0.683 | 0.854 | 1.055 | 1.311 | 1.699 | 2.045 | 2.462 | 2.756 | 3.659 |
| 30 | 0.683 | 0.854 | 1.055 | 1.310 | 1.697 | 2.042 | 2.457 | 2.750 | 3.646 |
| 40 | 0.681 | 0.851 | 1.050 | 1.303 | 1.684 | 2.021 | 2.423 | 2.704 | 3.551 |
| 50 | 0.679 | 0.849 | 1.047 | 1.299 | 1.676 | 2.009 | 2.403 | 2.678 | 3.496 |
| 100 | 0.677 | 0.845 | 1.042 | 1.290 | 1.660 | 1.984 | 2.364 | 2.626 | 3.390 |
| ∞ | 0.674 | 0.842 | 1.036 | 1.282 | 1.645 | 1.960 | 2.326 | 2.576 | 3.291 |

Source: The entries in this table were computed by the author.



Question 4

Attached



R-utskrift for oppgave 1, modell 4:

```
# =====
> summary((m4a<-lm(PUPILL~NDIST+I(NDIST^2)+ALDER)))
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max 
-2.75343 -0.61989 -0.09548  0.59871  2.57188 

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)    
(Intercept) 5.976644   0.272595  21.925 < 2e-16 ***
NDIST       0.200731   0.016333  12.290 < 2e-16 ***
I(NDIST^2)  0.013759   0.004221   3.259  0.00132 **  
ALDER       0.029908   0.006782   4.410  1.7e-05 ***
---
Signif. codes:  0 '****' 0.001 '***' 0.01 '**' 0.05 '*' 0.1 '.' 1

Residual standard error: 0.9547 on 196 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.4815, Adjusted R-squared:  0.4735 
F-statistic: 60.67 on 3 and 196 DF,  p-value: < 2.2e-16

# =====
> summary((m4b<-lm(PUPILL~NDIST+I(NDIST^2)+ALDER+LANGSYN)))
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max 
-2.65892 -0.60720 -0.08589  0.64291  2.44414 

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)    
(Intercept) 5.986806   0.272062  22.005 < 2e-16 ***
NDIST       0.201362   0.016301  12.353 < 2e-16 ***
I(NDIST^2)  0.013347   0.004222   3.161  0.00182 **  
ALDER       0.005268   0.019061   0.276  0.78254  
LANGSYN     0.027365   0.019791   1.383  0.16834  
---
Signif. codes:  0 '****' 0.001 '***' 0.01 '**' 0.05 '*' 0.1 '.' 1

Residual standard error: 0.9524 on 195 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.4865, Adjusted R-squared:  0.476 
F-statistic: 46.19 on 4 and 195 DF,  p-value: < 2.2e-16

# =====
> vif(m4b)
      NDIST I(NDIST^2)      ALDER      LANGSYN
1.026582  1.042414  8.072318  8.098708
```

Formelark for PSY2014

Gjennomsnitt: $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$

Varians: $s_X^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n - 1}$

Standardavvik: $s_X = \sqrt{s_X^2}$

Kovarians: $s_{XY} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{n - 1}$

Pearson Korrelasjon: $r = \frac{s_{XY}}{s_X s_Y}$

Minste kvadraters estimator i bivariat regresjon.

$$\hat{b}_0 = \bar{Y} - \hat{b}_1 \cdot \bar{X} \quad \hat{b}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}) \cdot (Y_i - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} = \frac{s_{XY}}{s_X^2}$$

Standardfeilen til estimatet av b_1 i en bivariat regresjon. $SE(\hat{b}_1) = \frac{s}{\sqrt{\sum(X_i - \bar{X})^2}}$ $s = \sqrt{\frac{\sum(Y_i - \hat{Y})^2}{n - p - 1}}$

Standardisert regresjonskoeffisient $\beta_i = b_i \frac{s_X}{s_Y}$

Sums of squares: $\sum(Y_i - \bar{Y})^2 = \sum(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 + \sum(Y_i - \hat{Y}_i)^2$

r^2 : $r^2 = 1 - \frac{SSE}{TSS}$ Justert $r^2 = 1 - \frac{(n - 1)(1 - r^2)}{n - p - 1}$

Z-skåre: $Z = \frac{X - \bar{X}}{s_X}$

F-ratio: $F = \frac{MSM}{MSE}$, er i en multippel regresjonsanalyse fordelt $F(df_1=p, df_2=n-p-1)$ under H_0 .

T-test: $t = \frac{\hat{b}_i}{SE(\hat{b}_i)}$, er i en multippel regresjonsanalyse fordelt $t(df=n-p-1)$ under H_0 .

Kji-kvadrat: $\chi^2 = \sum \frac{(O-E)^2}{E}$, fordelt $\chi^2(df = (Rader - 1)(Kol - 1))$ under H_0 $E_{kol i, radj} = \frac{R_j \times C_i}{n}$

Enveis Anova (mellom-gruppe design):

$SS_{between}$: $SS_b = \sum_{j=1}^g \sum_{i=1}^{n_j} (\bar{y}_j - \bar{y})^2 = \sum_{j=1}^g n_j (\bar{y}_j - \bar{y})^2$ $df_b = g - 1$

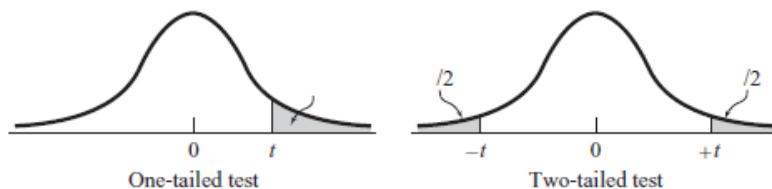
SS_{within} : $SS_w = \sum_{j=1}^g \sum_{i=1}^{n_j} (y_{ij} - \bar{y}_j)^2$ $df_w = n - g$

For "standardfeilen" (SE) til en differanse mellom to gjennomsnitt bruker vi:

$SE_{diff} = \sqrt{\frac{2 \cdot MSS_w}{n}}$ (der n er antall personer innad i hver gruppe).

$t = \frac{x_1 - x_2}{SE_{diff}}$, med frihetsgrader (df) fra MSS_w

Appendix t: Percentage Points of the t Distribution



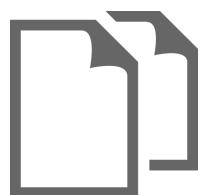
| Level of Significance for One-Tailed Test | | | | | | | | | |
|---|---|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|---------|
| | 0.25 | 0.20 | 0.15 | 0.10 | 0.05 | 0.025 | 0.01 | 0.005 | 0.0005 |
| df | Level of Significance for Two-Tailed Test | | | | | | | | |
| | 0.50 | 0.40 | 0.30 | 0.20 | 0.10 | 0.05 | 0.02 | 0.01 | 0.001 |
| 1 | 1.000 | 1.376 | 1.963 | 3.078 | 6.314 | 12.706 | 31.821 | 63.657 | 636.620 |
| 2 | 0.816 | 1.061 | 1.386 | 1.886 | 2.920 | 4.303 | 6.965 | 9.925 | 31.599 |
| 3 | 0.765 | 0.978 | 1.250 | 1.638 | 2.353 | 3.182 | 4.541 | 5.841 | 12.924 |
| 4 | 0.741 | 0.941 | 1.190 | 1.533 | 2.132 | 2.776 | 3.747 | 4.604 | 8.610 |
| 5 | 0.727 | 0.920 | 1.156 | 1.476 | 2.015 | 2.571 | 3.365 | 4.032 | 6.869 |
| 6 | 0.718 | 0.906 | 1.134 | 1.440 | 1.943 | 2.447 | 3.143 | 3.707 | 5.959 |
| 7 | 0.711 | 0.896 | 1.119 | 1.415 | 1.895 | 2.365 | 2.998 | 3.499 | 5.408 |
| 8 | 0.706 | 0.889 | 1.108 | 1.397 | 1.860 | 2.306 | 2.896 | 3.355 | 5.041 |
| 9 | 0.703 | 0.883 | 1.100 | 1.383 | 1.833 | 2.262 | 2.821 | 3.250 | 4.781 |
| 10 | 0.700 | 0.879 | 1.093 | 1.372 | 1.812 | 2.228 | 2.764 | 3.169 | 4.587 |
| 11 | 0.697 | 0.876 | 1.088 | 1.363 | 1.796 | 2.201 | 2.718 | 3.106 | 4.437 |
| 12 | 0.695 | 0.873 | 1.083 | 1.356 | 1.782 | 2.179 | 2.681 | 3.055 | 4.318 |
| 13 | 0.694 | 0.870 | 1.079 | 1.350 | 1.771 | 2.160 | 2.650 | 3.012 | 4.221 |
| 14 | 0.692 | 0.868 | 1.076 | 1.345 | 1.761 | 2.145 | 2.624 | 2.977 | 4.140 |
| 15 | 0.691 | 0.866 | 1.074 | 1.341 | 1.753 | 2.131 | 2.602 | 2.947 | 4.073 |
| 16 | 0.690 | 0.865 | 1.071 | 1.337 | 1.746 | 2.120 | 2.583 | 2.921 | 4.015 |
| 17 | 0.689 | 0.863 | 1.069 | 1.333 | 1.740 | 2.110 | 2.567 | 2.898 | 3.965 |
| 18 | 0.688 | 0.862 | 1.067 | 1.330 | 1.734 | 2.101 | 2.552 | 2.878 | 3.922 |
| 19 | 0.688 | 0.861 | 1.066 | 1.328 | 1.729 | 2.093 | 2.539 | 2.861 | 3.883 |
| 20 | 0.687 | 0.860 | 1.064 | 1.325 | 1.725 | 2.086 | 2.528 | 2.845 | 3.850 |
| 21 | 0.686 | 0.859 | 1.063 | 1.323 | 1.721 | 2.080 | 2.518 | 2.831 | 3.819 |
| 22 | 0.686 | 0.858 | 1.061 | 1.321 | 1.717 | 2.074 | 2.508 | 2.819 | 3.792 |
| 23 | 0.685 | 0.858 | 1.060 | 1.319 | 1.714 | 2.069 | 2.500 | 2.807 | 3.768 |
| 24 | 0.685 | 0.857 | 1.059 | 1.318 | 1.711 | 2.064 | 2.492 | 2.797 | 3.745 |
| 25 | 0.684 | 0.856 | 1.058 | 1.316 | 1.708 | 2.060 | 2.485 | 2.787 | 3.725 |
| 26 | 0.684 | 0.856 | 1.058 | 1.315 | 1.706 | 2.056 | 2.479 | 2.779 | 3.707 |
| 27 | 0.684 | 0.855 | 1.057 | 1.314 | 1.703 | 2.052 | 2.473 | 2.771 | 3.690 |
| 28 | 0.683 | 0.855 | 1.056 | 1.313 | 1.701 | 2.048 | 2.467 | 2.763 | 3.674 |
| 29 | 0.683 | 0.854 | 1.055 | 1.311 | 1.699 | 2.045 | 2.462 | 2.756 | 3.659 |
| 30 | 0.683 | 0.854 | 1.055 | 1.310 | 1.697 | 2.042 | 2.457 | 2.750 | 3.646 |
| 40 | 0.681 | 0.851 | 1.050 | 1.303 | 1.684 | 2.021 | 2.423 | 2.704 | 3.551 |
| 50 | 0.679 | 0.849 | 1.047 | 1.299 | 1.676 | 2.009 | 2.403 | 2.678 | 3.496 |
| 100 | 0.677 | 0.845 | 1.042 | 1.290 | 1.660 | 1.984 | 2.364 | 2.626 | 3.390 |
| ∞ | 0.674 | 0.842 | 1.036 | 1.282 | 1.645 | 1.960 | 2.326 | 2.576 | 3.291 |

Source: The entries in this table were computed by the author.



Question 5

Attached



R-utskrift for oppgave 1, modell 5:

```
# =====
> summary((m5<-lm(PUPILL~ALDER+STØRRELSE+factor(FARGE) )))

Call:
lm(formula = PUPILL ~ ALDER + STØRRELSE + factor(FARGE))

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max 
-2.9375 -0.8400 -0.1273  0.8447  3.9279 

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)    
(Intercept) 4.133709  1.030852  4.010 8.64e-05 *** 
ALDER        0.036148  0.008826  4.096 6.17e-05 *** 
STØRRELSE   0.060452  0.032139  1.881  0.0615 .    
factor(FARGE)2 -0.158779  0.214480 -0.740  0.4600  
factor(FARGE)3  0.312052  0.224083  1.393  0.1653  
---
Signif. codes:  0 '****' 0.001 '***' 0.01 '**' 0.05 '*' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 1.25 on 195 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.1154, Adjusted R-squared:  0.09721 
F-statistic: 6.357 on 4 and 195 DF,  p-value: 7.906e-05

# =====
> lm.beta(m5)

Call:
lm(formula = PUPILL ~ ALDER + STØRRELSE + factor(FARGE))

Standardized Coefficients:::
            (Intercept)          ALDER          STØRRELSE factor(FARGE)2 factor(FARGE)3  
              0.00000000       0.27649555       0.12811187      -0.05840992       0.10946891
```

Formelark for PSY2014

Gjennomsnitt: $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$

Varians: $s_X^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n - 1}$

Standardavvik: $s_X = \sqrt{s_X^2}$

Kovarians: $s_{XY} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{n - 1}$

Pearson Korrelasjon: $r = \frac{s_{XY}}{s_X s_Y}$

Minste kvadraters estimator i bivariat regresjon.

$$\hat{b}_0 = \bar{Y} - \hat{b}_1 \cdot \bar{X} \quad \hat{b}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}) \cdot (Y_i - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} = \frac{s_{XY}}{s_X^2}$$

Standardfeilen til estimatet av b_1 i en bivariat regresjon. $SE(\hat{b}_1) = \frac{s}{\sqrt{\sum(X_i - \bar{X})^2}}$ $s = \sqrt{\frac{\sum(Y_i - \hat{Y})^2}{n - p - 1}}$

Standardisert regresjonskoeffisient $\beta_i = b_i \frac{s_X}{s_Y}$

Sums of squares: $\sum(Y_i - \bar{Y})^2 = \sum(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 + \sum(Y_i - \hat{Y}_i)^2$

r^2 : $r^2 = 1 - \frac{SSE}{TSS}$ Justert $r^2 = 1 - \frac{(n - 1)(1 - r^2)}{n - p - 1}$

Z-skåre: $Z = \frac{X - \bar{X}}{s_X}$

F-ratio: $F = \frac{MSM}{MSE}$, er i en multippel regresjonsanalyse fordelt $F(df_1=p, df_2=n-p-1)$ under H_0 .

T-test: $t = \frac{\hat{b}_i}{SE(\hat{b}_i)}$, er i en multippel regresjonsanalyse fordelt $t(df=n-p-1)$ under H_0 .

Kji-kvadrat: $\chi^2 = \sum \frac{(O-E)^2}{E}$, fordelt $\chi^2(df = (Rader - 1)(Kol - 1))$ under H_0 $E_{kol i, radj} = \frac{R_j \times C_i}{n}$

Enveis Anova (mellom-gruppe design):

$SS_{between}$: $SS_b = \sum_{j=1}^g \sum_{i=1}^{n_j} (\bar{y}_j - \bar{y})^2 = \sum_{j=1}^g n_j (\bar{y}_j - \bar{y})^2$ $df_b = g - 1$

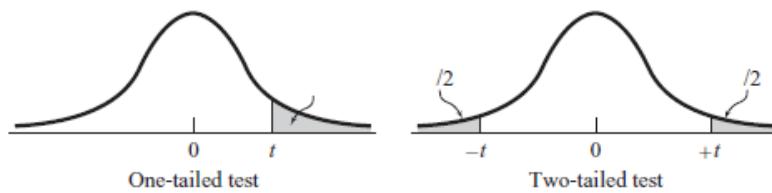
SS_{within} : $SS_w = \sum_{j=1}^g \sum_{i=1}^{n_j} (y_{ij} - \bar{y}_j)^2$ $df_w = n - g$

For "standardfeilen" (SE) til en differanse mellom to gjennomsnitt bruker vi:

$SE_{diff} = \sqrt{\frac{2 \cdot MSS_w}{n}}$ (der n er antall personer innad i hver gruppe).

$t = \frac{x_1 - x_2}{SE_{diff}}$, med frihetsgrader (df) fra MSS_w

Appendix t: Percentage Points of the t Distribution



| Level of Significance for One-Tailed Test | | | | | | | | | |
|---|---|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|---------|
| | 0.25 | 0.20 | 0.15 | 0.10 | 0.05 | 0.025 | 0.01 | 0.005 | 0.0005 |
| df | Level of Significance for Two-Tailed Test | | | | | | | | |
| | 0.50 | 0.40 | 0.30 | 0.20 | 0.10 | 0.05 | 0.02 | 0.01 | 0.001 |
| 1 | 1.000 | 1.376 | 1.963 | 3.078 | 6.314 | 12.706 | 31.821 | 63.657 | 636.620 |
| 2 | 0.816 | 1.061 | 1.386 | 1.886 | 2.920 | 4.303 | 6.965 | 9.925 | 31.599 |
| 3 | 0.765 | 0.978 | 1.250 | 1.638 | 2.353 | 3.182 | 4.541 | 5.841 | 12.924 |
| 4 | 0.741 | 0.941 | 1.190 | 1.533 | 2.132 | 2.776 | 3.747 | 4.604 | 8.610 |
| 5 | 0.727 | 0.920 | 1.156 | 1.476 | 2.015 | 2.571 | 3.365 | 4.032 | 6.869 |
| 6 | 0.718 | 0.906 | 1.134 | 1.440 | 1.943 | 2.447 | 3.143 | 3.707 | 5.959 |
| 7 | 0.711 | 0.896 | 1.119 | 1.415 | 1.895 | 2.365 | 2.998 | 3.499 | 5.408 |
| 8 | 0.706 | 0.889 | 1.108 | 1.397 | 1.860 | 2.306 | 2.896 | 3.355 | 5.041 |
| 9 | 0.703 | 0.883 | 1.100 | 1.383 | 1.833 | 2.262 | 2.821 | 3.250 | 4.781 |
| 10 | 0.700 | 0.879 | 1.093 | 1.372 | 1.812 | 2.228 | 2.764 | 3.169 | 4.587 |
| 11 | 0.697 | 0.876 | 1.088 | 1.363 | 1.796 | 2.201 | 2.718 | 3.106 | 4.437 |
| 12 | 0.695 | 0.873 | 1.083 | 1.356 | 1.782 | 2.179 | 2.681 | 3.055 | 4.318 |
| 13 | 0.694 | 0.870 | 1.079 | 1.350 | 1.771 | 2.160 | 2.650 | 3.012 | 4.221 |
| 14 | 0.692 | 0.868 | 1.076 | 1.345 | 1.761 | 2.145 | 2.624 | 2.977 | 4.140 |
| 15 | 0.691 | 0.866 | 1.074 | 1.341 | 1.753 | 2.131 | 2.602 | 2.947 | 4.073 |
| 16 | 0.690 | 0.865 | 1.071 | 1.337 | 1.746 | 2.120 | 2.583 | 2.921 | 4.015 |
| 17 | 0.689 | 0.863 | 1.069 | 1.333 | 1.740 | 2.110 | 2.567 | 2.898 | 3.965 |
| 18 | 0.688 | 0.862 | 1.067 | 1.330 | 1.734 | 2.101 | 2.552 | 2.878 | 3.922 |
| 19 | 0.688 | 0.861 | 1.066 | 1.328 | 1.729 | 2.093 | 2.539 | 2.861 | 3.883 |
| 20 | 0.687 | 0.860 | 1.064 | 1.325 | 1.725 | 2.086 | 2.528 | 2.845 | 3.850 |
| 21 | 0.686 | 0.859 | 1.063 | 1.323 | 1.721 | 2.080 | 2.518 | 2.831 | 3.819 |
| 22 | 0.686 | 0.858 | 1.061 | 1.321 | 1.717 | 2.074 | 2.508 | 2.819 | 3.792 |
| 23 | 0.685 | 0.858 | 1.060 | 1.319 | 1.714 | 2.069 | 2.500 | 2.807 | 3.768 |
| 24 | 0.685 | 0.857 | 1.059 | 1.318 | 1.711 | 2.064 | 2.492 | 2.797 | 3.745 |
| 25 | 0.684 | 0.856 | 1.058 | 1.316 | 1.708 | 2.060 | 2.485 | 2.787 | 3.725 |
| 26 | 0.684 | 0.856 | 1.058 | 1.315 | 1.706 | 2.056 | 2.479 | 2.779 | 3.707 |
| 27 | 0.684 | 0.855 | 1.057 | 1.314 | 1.703 | 2.052 | 2.473 | 2.771 | 3.690 |
| 28 | 0.683 | 0.855 | 1.056 | 1.313 | 1.701 | 2.048 | 2.467 | 2.763 | 3.674 |
| 29 | 0.683 | 0.854 | 1.055 | 1.311 | 1.699 | 2.045 | 2.462 | 2.756 | 3.659 |
| 30 | 0.683 | 0.854 | 1.055 | 1.310 | 1.697 | 2.042 | 2.457 | 2.750 | 3.646 |
| 40 | 0.681 | 0.851 | 1.050 | 1.303 | 1.684 | 2.021 | 2.423 | 2.704 | 3.551 |
| 50 | 0.679 | 0.849 | 1.047 | 1.299 | 1.676 | 2.009 | 2.403 | 2.678 | 3.496 |
| 100 | 0.677 | 0.845 | 1.042 | 1.290 | 1.660 | 1.984 | 2.364 | 2.626 | 3.390 |
| ∞ | 0.674 | 0.842 | 1.036 | 1.282 | 1.645 | 1.960 | 2.326 | 2.576 | 3.291 |

Source: The entries in this table were computed by the author.



Question 6

Attached



R-utskrift for oppgave 2

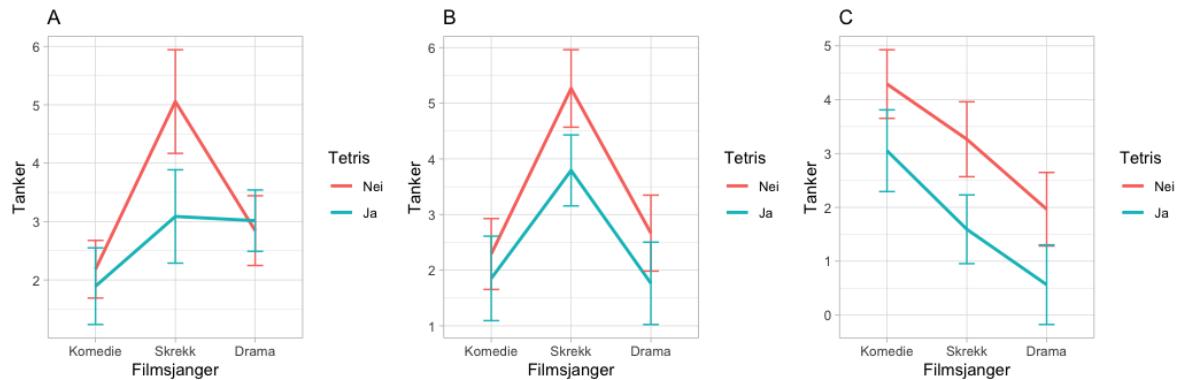
```
# =====

> summary(ANOVA1<-aov(Tanker~Filmsjanger*Tetris, data=DAT))
      Df Sum Sq Mean Sq F value    Pr(>F)
Filmsjanger          2   103.8   51.91  19.416 3.42e-08 ***
Tetris                1    18.2   18.17   6.797  0.01009 *
Filmsjanger:Tetris  2    31.7   [REDACTED] [REDACTED] 0.00338 **
Residuals            144  385.0    2.67
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

```
# =====
```

```
> etaSquared(ANOVA1)
      eta.sq eta.sq.part
Filmsjanger     0.19274279  0.21238927
Tetris          0.03373735  0.04507374
Filmsjanger:Tetris 0.05876486  0.07597072
```

```
# =====
```



Formelark for PSY2014

Gjennomsnitt: $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$

Varians: $s_X^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n - 1}$

Standardavvik: $s_X = \sqrt{s_X^2}$

Kovarians: $s_{XY} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{n - 1}$

Pearson Korrelasjon: $r = \frac{s_{XY}}{s_X s_Y}$

Minste kvadraters estimator i bivariat regresjon.

$$\hat{b}_0 = \bar{Y} - \hat{b}_1 \cdot \bar{X} \quad \hat{b}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}) \cdot (Y_i - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} = \frac{s_{XY}}{s_X^2}$$

Standardfeilen til estimatet av b_1 i en bivariat regresjon. $SE(\hat{b}_1) = \frac{s}{\sqrt{\sum(X_i - \bar{X})^2}}$ $s = \sqrt{\frac{\sum(Y_i - \hat{Y})^2}{n - p - 1}}$

Standardisert regresjonskoeffisient $\beta_i = b_i \frac{s_X}{s_Y}$

Sums of squares: $\sum(Y_i - \bar{Y})^2 = \sum(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 + \sum(Y_i - \hat{Y}_i)^2$

r^2 : $r^2 = 1 - \frac{SSE}{TSS}$ Justert $r^2 = 1 - \frac{(n - 1)(1 - r^2)}{n - p - 1}$

Z-skåre: $Z = \frac{X - \bar{X}}{s_X}$

F-ratio: $F = \frac{MSM}{MSE}$, er i en multippel regresjonsanalyse fordelt $F(df_1=p, df_2=n-p-1)$ under H_0 .

T-test: $t = \frac{\hat{b}_i}{SE(\hat{b}_i)}$, er i en multippel regresjonsanalyse fordelt $t(df=n-p-1)$ under H_0 .

Kji-kvadrat: $\chi^2 = \sum \frac{(O-E)^2}{E}$, fordelt $\chi^2(df = (Rader - 1)(Kol - 1))$ under H_0 $E_{kol i, radj} = \frac{R_j \times C_i}{n}$

Enveis Anova (mellom-gruppe design):

$SS_{between}$: $SS_b = \sum_{j=1}^g \sum_{i=1}^{n_j} (\bar{y}_j - \bar{y})^2 = \sum_{j=1}^g n_j (\bar{y}_j - \bar{y})^2$ $df_b = g - 1$

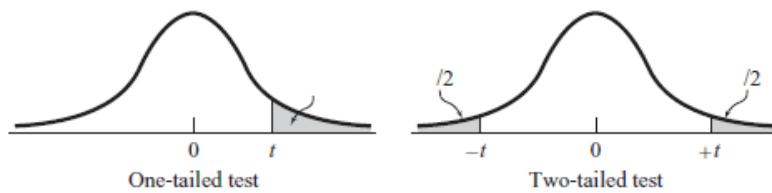
SS_{within} : $SS_w = \sum_{j=1}^g \sum_{i=1}^{n_j} (y_{ij} - \bar{y}_j)^2$ $df_w = n - g$

For "standardfeilen" (SE) til en differanse mellom to gjennomsnitt bruker vi:

$SE_{diff} = \sqrt{\frac{2 \cdot MSS_w}{n}}$ (der n er antall personer innad i hver gruppe).

$t = \frac{x_1 - x_2}{SE_{diff}}$, med frihetsgrader (df) fra MSS_w

Appendix t: Percentage Points of the t Distribution



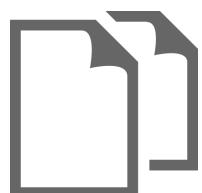
| Level of Significance for One-Tailed Test | | | | | | | | | |
|---|---|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|---------|
| | 0.25 | 0.20 | 0.15 | 0.10 | 0.05 | 0.025 | 0.01 | 0.005 | 0.0005 |
| df | Level of Significance for Two-Tailed Test | | | | | | | | |
| | 0.50 | 0.40 | 0.30 | 0.20 | 0.10 | 0.05 | 0.02 | 0.01 | 0.001 |
| 1 | 1.000 | 1.376 | 1.963 | 3.078 | 6.314 | 12.706 | 31.821 | 63.657 | 636.620 |
| 2 | 0.816 | 1.061 | 1.386 | 1.886 | 2.920 | 4.303 | 6.965 | 9.925 | 31.599 |
| 3 | 0.765 | 0.978 | 1.250 | 1.638 | 2.353 | 3.182 | 4.541 | 5.841 | 12.924 |
| 4 | 0.741 | 0.941 | 1.190 | 1.533 | 2.132 | 2.776 | 3.747 | 4.604 | 8.610 |
| 5 | 0.727 | 0.920 | 1.156 | 1.476 | 2.015 | 2.571 | 3.365 | 4.032 | 6.869 |
| 6 | 0.718 | 0.906 | 1.134 | 1.440 | 1.943 | 2.447 | 3.143 | 3.707 | 5.959 |
| 7 | 0.711 | 0.896 | 1.119 | 1.415 | 1.895 | 2.365 | 2.998 | 3.499 | 5.408 |
| 8 | 0.706 | 0.889 | 1.108 | 1.397 | 1.860 | 2.306 | 2.896 | 3.355 | 5.041 |
| 9 | 0.703 | 0.883 | 1.100 | 1.383 | 1.833 | 2.262 | 2.821 | 3.250 | 4.781 |
| 10 | 0.700 | 0.879 | 1.093 | 1.372 | 1.812 | 2.228 | 2.764 | 3.169 | 4.587 |
| 11 | 0.697 | 0.876 | 1.088 | 1.363 | 1.796 | 2.201 | 2.718 | 3.106 | 4.437 |
| 12 | 0.695 | 0.873 | 1.083 | 1.356 | 1.782 | 2.179 | 2.681 | 3.055 | 4.318 |
| 13 | 0.694 | 0.870 | 1.079 | 1.350 | 1.771 | 2.160 | 2.650 | 3.012 | 4.221 |
| 14 | 0.692 | 0.868 | 1.076 | 1.345 | 1.761 | 2.145 | 2.624 | 2.977 | 4.140 |
| 15 | 0.691 | 0.866 | 1.074 | 1.341 | 1.753 | 2.131 | 2.602 | 2.947 | 4.073 |
| 16 | 0.690 | 0.865 | 1.071 | 1.337 | 1.746 | 2.120 | 2.583 | 2.921 | 4.015 |
| 17 | 0.689 | 0.863 | 1.069 | 1.333 | 1.740 | 2.110 | 2.567 | 2.898 | 3.965 |
| 18 | 0.688 | 0.862 | 1.067 | 1.330 | 1.734 | 2.101 | 2.552 | 2.878 | 3.922 |
| 19 | 0.688 | 0.861 | 1.066 | 1.328 | 1.729 | 2.093 | 2.539 | 2.861 | 3.883 |
| 20 | 0.687 | 0.860 | 1.064 | 1.325 | 1.725 | 2.086 | 2.528 | 2.845 | 3.850 |
| 21 | 0.686 | 0.859 | 1.063 | 1.323 | 1.721 | 2.080 | 2.518 | 2.831 | 3.819 |
| 22 | 0.686 | 0.858 | 1.061 | 1.321 | 1.717 | 2.074 | 2.508 | 2.819 | 3.792 |
| 23 | 0.685 | 0.858 | 1.060 | 1.319 | 1.714 | 2.069 | 2.500 | 2.807 | 3.768 |
| 24 | 0.685 | 0.857 | 1.059 | 1.318 | 1.711 | 2.064 | 2.492 | 2.797 | 3.745 |
| 25 | 0.684 | 0.856 | 1.058 | 1.316 | 1.708 | 2.060 | 2.485 | 2.787 | 3.725 |
| 26 | 0.684 | 0.856 | 1.058 | 1.315 | 1.706 | 2.056 | 2.479 | 2.779 | 3.707 |
| 27 | 0.684 | 0.855 | 1.057 | 1.314 | 1.703 | 2.052 | 2.473 | 2.771 | 3.690 |
| 28 | 0.683 | 0.855 | 1.056 | 1.313 | 1.701 | 2.048 | 2.467 | 2.763 | 3.674 |
| 29 | 0.683 | 0.854 | 1.055 | 1.311 | 1.699 | 2.045 | 2.462 | 2.756 | 3.659 |
| 30 | 0.683 | 0.854 | 1.055 | 1.310 | 1.697 | 2.042 | 2.457 | 2.750 | 3.646 |
| 40 | 0.681 | 0.851 | 1.050 | 1.303 | 1.684 | 2.021 | 2.423 | 2.704 | 3.551 |
| 50 | 0.679 | 0.849 | 1.047 | 1.299 | 1.676 | 2.009 | 2.403 | 2.678 | 3.496 |
| 100 | 0.677 | 0.845 | 1.042 | 1.290 | 1.660 | 1.984 | 2.364 | 2.626 | 3.390 |
| ∞ | 0.674 | 0.842 | 1.036 | 1.282 | 1.645 | 1.960 | 2.326 | 2.576 | 3.291 |

Source: The entries in this table were computed by the author.



Question 7

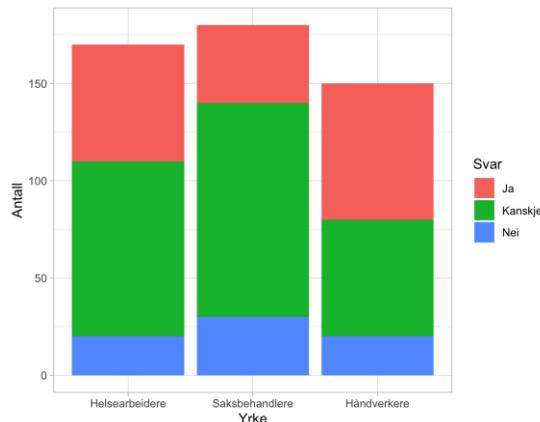
Attached



Kji-kvadrat tabell:

| <i>df</i> | 0.995 | 0.990 | 0.975 | 0.950 | 0.900 | 0.750 | 0.500 | 0.250 | 0.100 | 0.050 | 0.025 | 0.010 | 0.005 |
|-----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 1 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.02 | 0.10 | 0.45 | 1.32 | 2.71 | 3.84 | 5.02 | 6.63 | 7.88 |
| 2 | 0.01 | 0.02 | 0.05 | 0.10 | 0.21 | 0.58 | 1.39 | 2.77 | 4.61 | 5.99 | 7.38 | 9.21 | 10.60 |
| 3 | 0.07 | 0.11 | 0.22 | 0.35 | 0.58 | 1.21 | 2.37 | 4.11 | 6.25 | 7.82 | 9.35 | 11.35 | 12.84 |
| 4 | 0.21 | 0.30 | 0.48 | 0.71 | 1.06 | 1.92 | 3.36 | 5.39 | 7.78 | 9.49 | 11.14 | 13.28 | 14.86 |
| 5 | 0.41 | 0.55 | 0.83 | 1.15 | 1.61 | 2.67 | 4.35 | 6.63 | 9.24 | 11.07 | 12.83 | 15.09 | 16.75 |
| 6 | 0.68 | 0.87 | 1.24 | 1.64 | 2.20 | 3.45 | 5.35 | 7.84 | 10.64 | 12.59 | 14.45 | 16.81 | 18.55 |

R-utskrift for oppgave 3



```
# =====
> (TAB=table(Ønsker, Yrke))

      Yrke
Ønsker   Helsearbeidere Saksbehandlere Håndverkere
Ja           60             40            70
Kanskje       90            110            60
Nei            20             30            20

# =====
> chisq.test(TAB)

Pearson's Chi-squared test

data: TAB
X-squared = 23.131, df = 2, p-value = [REDACTED]

# =====
> CHI$expected
      Helsearbeidere Saksbehandlere Håndverkere
Ja           57.8          61.2          51
Kanskje       88.4          93.6          78
Nei            23.8          25.2          21

> CHI$stdres
      Helsearbeidere Saksbehandlere Håndverkere
Ja        0.4384447 -4.169636  3.9142407
Kanskje    0.3023439  3.058407 -3.5160542
Nei       -1.0338890  1.288848 -0.2812497
```

Formelark for PSY2014

Gjennomsnitt: $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$

Varians: $s_X^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n - 1}$

Standardavvik: $s_X = \sqrt{s_X^2}$

Kovarians: $s_{XY} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{n - 1}$

Pearson Korrelasjon: $r = \frac{s_{XY}}{s_X s_Y}$

Minste kvadraters estimator i bivariat regresjon.

$$\hat{b}_0 = \bar{Y} - \hat{b}_1 \cdot \bar{X} \quad \hat{b}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}) \cdot (Y_i - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} = \frac{s_{XY}}{s_X^2}$$

Standardfeilen til estimatet av b_1 i en bivariat regresjon. $SE(\hat{b}_1) = \frac{s}{\sqrt{\sum(X_i - \bar{X})^2}}$ $s = \sqrt{\frac{\sum(Y_i - \hat{Y})^2}{n - p - 1}}$

Standardisert regresjonskoeffisient $\beta_i = b_i \frac{s_X}{s_Y}$

Sums of squares: $\sum(Y_i - \bar{Y})^2 = \sum(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 + \sum(Y_i - \hat{Y}_i)^2$

r^2 : $r^2 = 1 - \frac{SSE}{TSS}$ Justert $r^2 = 1 - \frac{(n - 1)(1 - r^2)}{n - p - 1}$

Z-skåre: $Z = \frac{X - \bar{X}}{s_X}$

F-ratio: $F = \frac{MSM}{MSE}$, er i en multippel regresjonsanalyse fordelt $F(df_1=p, df_2=n-p-1)$ under H_0 .

T-test: $t = \frac{\hat{b}_i}{SE(\hat{b}_i)}$, er i en multippel regresjonsanalyse fordelt $t(df=n-p-1)$ under H_0 .

Kji-kvadrat: $\chi^2 = \sum \frac{(O-E)^2}{E}$, fordelt $\chi^2(df = (Rader - 1)(Kol - 1))$ under H_0 $E_{kol i, radj} = \frac{R_j \times C_i}{n}$

Enveis Anova (mellom-gruppe design):

$SS_{between}$: $SS_b = \sum_{j=1}^g \sum_{i=1}^{n_j} (\bar{y}_j - \bar{y})^2 = \sum_{j=1}^g n_j (\bar{y}_j - \bar{y})^2$ $df_b = g - 1$

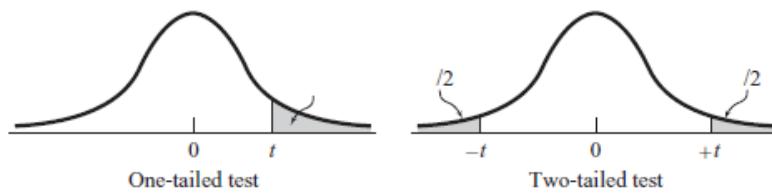
SS_{within} : $SS_w = \sum_{j=1}^g \sum_{i=1}^{n_j} (y_{ij} - \bar{y}_j)^2$ $df_w = n - g$

For "standardfeilen" (SE) til en differanse mellom to gjennomsnitt bruker vi:

$SE_{diff} = \sqrt{\frac{2 \cdot MSS_w}{n}}$ (der n er antall personer innad i hver gruppe).

$t = \frac{x_1 - x_2}{SE_{diff}}$, med frihetsgrader (df) fra MSS_w

Appendix t: Percentage Points of the t Distribution



| Level of Significance for One-Tailed Test | | | | | | | | | |
|---|---|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|---------|
| | 0.25 | 0.20 | 0.15 | 0.10 | 0.05 | 0.025 | 0.01 | 0.005 | 0.0005 |
| df | Level of Significance for Two-Tailed Test | | | | | | | | |
| | 0.50 | 0.40 | 0.30 | 0.20 | 0.10 | 0.05 | 0.02 | 0.01 | 0.001 |
| 1 | 1.000 | 1.376 | 1.963 | 3.078 | 6.314 | 12.706 | 31.821 | 63.657 | 636.620 |
| 2 | 0.816 | 1.061 | 1.386 | 1.886 | 2.920 | 4.303 | 6.965 | 9.925 | 31.599 |
| 3 | 0.765 | 0.978 | 1.250 | 1.638 | 2.353 | 3.182 | 4.541 | 5.841 | 12.924 |
| 4 | 0.741 | 0.941 | 1.190 | 1.533 | 2.132 | 2.776 | 3.747 | 4.604 | 8.610 |
| 5 | 0.727 | 0.920 | 1.156 | 1.476 | 2.015 | 2.571 | 3.365 | 4.032 | 6.869 |
| 6 | 0.718 | 0.906 | 1.134 | 1.440 | 1.943 | 2.447 | 3.143 | 3.707 | 5.959 |
| 7 | 0.711 | 0.896 | 1.119 | 1.415 | 1.895 | 2.365 | 2.998 | 3.499 | 5.408 |
| 8 | 0.706 | 0.889 | 1.108 | 1.397 | 1.860 | 2.306 | 2.896 | 3.355 | 5.041 |
| 9 | 0.703 | 0.883 | 1.100 | 1.383 | 1.833 | 2.262 | 2.821 | 3.250 | 4.781 |
| 10 | 0.700 | 0.879 | 1.093 | 1.372 | 1.812 | 2.228 | 2.764 | 3.169 | 4.587 |
| 11 | 0.697 | 0.876 | 1.088 | 1.363 | 1.796 | 2.201 | 2.718 | 3.106 | 4.437 |
| 12 | 0.695 | 0.873 | 1.083 | 1.356 | 1.782 | 2.179 | 2.681 | 3.055 | 4.318 |
| 13 | 0.694 | 0.870 | 1.079 | 1.350 | 1.771 | 2.160 | 2.650 | 3.012 | 4.221 |
| 14 | 0.692 | 0.868 | 1.076 | 1.345 | 1.761 | 2.145 | 2.624 | 2.977 | 4.140 |
| 15 | 0.691 | 0.866 | 1.074 | 1.341 | 1.753 | 2.131 | 2.602 | 2.947 | 4.073 |
| 16 | 0.690 | 0.865 | 1.071 | 1.337 | 1.746 | 2.120 | 2.583 | 2.921 | 4.015 |
| 17 | 0.689 | 0.863 | 1.069 | 1.333 | 1.740 | 2.110 | 2.567 | 2.898 | 3.965 |
| 18 | 0.688 | 0.862 | 1.067 | 1.330 | 1.734 | 2.101 | 2.552 | 2.878 | 3.922 |
| 19 | 0.688 | 0.861 | 1.066 | 1.328 | 1.729 | 2.093 | 2.539 | 2.861 | 3.883 |
| 20 | 0.687 | 0.860 | 1.064 | 1.325 | 1.725 | 2.086 | 2.528 | 2.845 | 3.850 |
| 21 | 0.686 | 0.859 | 1.063 | 1.323 | 1.721 | 2.080 | 2.518 | 2.831 | 3.819 |
| 22 | 0.686 | 0.858 | 1.061 | 1.321 | 1.717 | 2.074 | 2.508 | 2.819 | 3.792 |
| 23 | 0.685 | 0.858 | 1.060 | 1.319 | 1.714 | 2.069 | 2.500 | 2.807 | 3.768 |
| 24 | 0.685 | 0.857 | 1.059 | 1.318 | 1.711 | 2.064 | 2.492 | 2.797 | 3.745 |
| 25 | 0.684 | 0.856 | 1.058 | 1.316 | 1.708 | 2.060 | 2.485 | 2.787 | 3.725 |
| 26 | 0.684 | 0.856 | 1.058 | 1.315 | 1.706 | 2.056 | 2.479 | 2.779 | 3.707 |
| 27 | 0.684 | 0.855 | 1.057 | 1.314 | 1.703 | 2.052 | 2.473 | 2.771 | 3.690 |
| 28 | 0.683 | 0.855 | 1.056 | 1.313 | 1.701 | 2.048 | 2.467 | 2.763 | 3.674 |
| 29 | 0.683 | 0.854 | 1.055 | 1.311 | 1.699 | 2.045 | 2.462 | 2.756 | 3.659 |
| 30 | 0.683 | 0.854 | 1.055 | 1.310 | 1.697 | 2.042 | 2.457 | 2.750 | 3.646 |
| 40 | 0.681 | 0.851 | 1.050 | 1.303 | 1.684 | 2.021 | 2.423 | 2.704 | 3.551 |
| 50 | 0.679 | 0.849 | 1.047 | 1.299 | 1.676 | 2.009 | 2.403 | 2.678 | 3.496 |
| 100 | 0.677 | 0.845 | 1.042 | 1.290 | 1.660 | 1.984 | 2.364 | 2.626 | 3.390 |
| ∞ | 0.674 | 0.842 | 1.036 | 1.282 | 1.645 | 1.960 | 2.326 | 2.576 | 3.291 |

Source: The entries in this table were computed by the author.