

Week 7: Werkgroep

Opdracht 7.1:

- a. Voor de eerste verwachting vergelijken we C en D tegenover A en B. Hier geldt $H_0: 0,5\mu_C + 0,5\mu_D - 0,5\mu_A - 0,5\mu_B = 0$ en $H_a: 0,5\mu_C + 0,5\mu_D - 0,5\mu_A - 0,5\mu_B > 0$. Dit kan ook geschreven worden als $H_0: \psi = 0$ en $H_a: \psi > 0$. Hier is ψ dus $0,5\mu_C + 0,5\mu_D - 0,5\mu_A - 0,5\mu_B$. Voor de tweede verwachting vergelijken we A en B. De hypothesen worden dan: $H_0: \mu_B - \mu_A = 0$ en $H_a: \mu_B - \mu_A > 0$. Dit kan ook weer vervangen worden door het contrast ψ .
- b. De bijbehorende steekproefcontrasten bereken je in geval 1 op deze manier: $c_1 = 0,5 \cdot x_{Cgem} + 0,5 \cdot x_{Dgem} - 0,5 \cdot x_{Agem} - 0,5 \cdot x_{Bgem} = 0,5 \cdot 28 + 0,5 \cdot 35 - 0,5 \cdot 17 - 0,5 \cdot 20 = 13$. Voor de 2^e verwachting geldt: $c_2 = x_{Bgem} - x_{Agem} = 20 - 17 = 3$.
- c. Het SE bereken je met de formule: $SE_c = s_p \sqrt{\sum (a_i^2/n_i)}$. Invullen geeft: $SE_c = 2,58 \sqrt{(0,5^2/8 + 0,5^2/8 + (-0,5)^2/8 + (-0,5)^2/8)} = 0,918$.
Als we de twee contrasten willen toetsen gebruiken we de speciale t-toets: $t = c / SE_c$.
Voor contrast 1 is dat $13/0,918 = 14,1612$. De vrijheidsgraden zijn $df = DFE = N - I = 32 - 4 = 28$. Als je dit opzoekt in de tabel dan zie je dat de p-waarden kleiner zijn dan 0,0005. We moeten de H_0 verwerpen en de verwachting klopt dus: C en D werken slechter dan A en B.
Voor contrast 2 wordt $t = 3/1,292 = 2,3220$. De vrijheidsgraden zijn hier ook 28 en opzoeken in de tabel geeft een p-waarde die tussen de 0,01 en de 0,02 ligt. Ook deze nulhypothese moet dus worden verworpen: belonen is beter dan straffen.
- d. Dit is een eenzijdige toets, waarbij geen bonferroni correctie nodig is. Hier is hierdoor meer powerfull en er kan dus beter een verschil ontdekt worden.

Opdracht 7.2:

- a. Een tweeweg ontwerp is in veel opzichten beter dan twee losse experimenten. Ten eerste is de informatie veel beter te generaliseren. Ten tweede heb je veel minder proefpersonen nodig en kost het dus ook minder geld. Ook kunnen we bij een tweeweg interactie effecten bekijken, en dit kan bij een eenweg ontwerp niet. Tenslotte is er meer power, omdat we meer variantie kunnen verklaren.

- b. De assumpties bij een tweeweg ANOVA zijn gelijk aan de assumpties van een eenweg ANOVA.
- c. Bij de notatie van MM&C wordt er geen onderscheid gemaakt tussen de α_i , β_j en de $\alpha\beta_{ij}$. Er ontbreekt dan dus informatie en dat is niet voordelig.
- d. Bereken met behulp van de tabel alle groepsgemiddelden en het groot gemiddelde. Het groot gemiddelde is hier 70. De alpha's bereken je door het groot gemiddelde af te trekken van het groepsgemiddelde. $\alpha_1 = 81 - 70 = 11$. Op dezelfde manier bereken je de rest, α_2 wordt dan 1.5 en $\alpha_3 = -12.5$. De β 's bereken je op dezelfde manier. Je krijgt dan $\beta_1 = -0,6667$ en $\beta_2 = 0,6667$. De interacties bereken je met de formule: $x_{ij\text{gem}} - (x_{\text{gem}} + \alpha_i\text{-dakje} + \beta_j\text{-dakje})$. Voor $\alpha\beta_{11}$ krijg je dan $83 - (70 + 11 - 0,6667) = 2,6667$. Voor de rest van de interacties geldt dezelfde manier. Je krijgt dan $\alpha\beta_{21} = -4,8333$, $\alpha\beta_{31} = 2,1667$, $\alpha\beta_{12} = -2,6667$, $\alpha\beta_{22} = 4,8333$ en $\alpha\beta_{32} = -2,1667$.
- e. Optellen leidt tot een som van 0. Dit geldt voor elk van de parameters, ook voor de interactieparameters.
- f. $SSA = \sum n_i \alpha_i^2 = 8 \cdot 11^2 + 8 \cdot 1,5^2 + 8 \cdot (-12,5)^2 = 2236$
 $SSB = \sum n_j \beta_j^2 = 12 \cdot 0,6667^2 + 12 \cdot (-0,6667)^2 = 10,6677$
 $SSAB = \sum n_{ij} \alpha\beta_{ij}^2 = 281,3333$
- g. De twee mogelijkheden zijn de SSE en de SST.
- h.

	Df	SS	MS	F
A	2	2236	1118	109,3698
B	1	10,6677	10,6677	1,0436
AB	2	281,3333	140,6667	13,7609
Error	18	184	10,2222	
Total	23	2712,001		

- i. Er zijn 3 F-waarden uitgekomen, en als je deze opzoekt in de F-tabel krijg je eruit dat A significant is, B niet significant is en AB wel weer significant is. Dit betekent dat B geen variantie verklaard.
- j. Als je een grafiek maakt zie je erg duidelijk dat er een groot verschil is tussen eerlijk en oneerlijk bij de gemengde maakbaarheid. Dan maakt de beoordeling dus wel uit, terwijl het bij de andere 2 condities bijna niks uitmaakt. Je ziet dus dat B eigenlijk geen invloed heeft.

Opdracht 7.3:

- a. $VAF = R^2 = \eta^2 = SS_{\text{effect}} / SST$
 Hoofdeffect A wordt dan $SSA/SST = 2236/2712,001 = 0,8245$
 Hoofdeffect B wordt dan 0,0039 en Interactieeffect AB wordt dan 0,1037.
 Dit betekent dat A een groot effect heeft, B een klein effect en AB een medium effect

- b. η^2_{partial} bereken je met: $SS_{\text{effect}} / (SS_{\text{effect}} + SSE)$.
 Hoofdeffect A wordt dan $SSA/(SSA+SSE)=2236/(2236+184)=0,9240$. De andere effecten bereken je ook op deze manier. Je krijgt dan $B=0,0548$ en $AB=0,6046$.
 De effecten van A en B zijn hetzelfde gebleven, maar het interactieeffect AB is van een medium effect naar een groot effect gegaan.
- c. Het is alleen zinnig om r_{pb} te bepalen als er 2 condities zijn, dat is hier dus alleen het geval bij hoofdeffect B. Dit is hier $r_{pb}=\sqrt{0,0039} = 0,0624$.
- d. ω^2 -dakje bereken we met: $(SS_{\text{effect}} - (DF_{\text{effect}} * MSE)) / (SST + MSE)$. ω_A^2 -dakje wordt dan $SSA-(DFA*MSE)/(SST+MSE) = 2236-(2*16,2222)/(2712,001+10,222) = 0,8289$.
 Dan wordt ω_B^2 -dakje 0,007 en ω_C^2 -dakje 0,0958. De effectgrootten zijn dan respectievelijk groot, klein en medium.
- e. Er geldt: [toetsstatistiek] = [maat voor effectgrootte] + [functie van N].
 N heeft dus wel degelijk invloed

Opdracht 7.4:

- Norm heeft 2 condities en Standing heeft 3 condities. Er zijn dan dus 6 cellen.
- Er zijn 60 proefpersonen dus zijn er $60/6=10$ proefpersonen per cel.
- Standing heeft effect, en de interactie heeft ook effect. Norm daarentegen niet.

Opdracht 7.5:

- Het experiment uit opdracht 7.2 heeft een tussen-personen ontwerp.
- Voor opdracht 6.1 zou een binnen-ontwerp kunnen worden gemaakt, maar dit heeft niet veel nut. Alle proefpersonen zouden dan elke behandeling moeten volgen, en dit heeft veel invloed op de resultaten. Je kan namelijk niet de invloeden van voorgaande behandelingen uitschakelen.
- Door een binnen-ontwerp te gebruiken sluit je selectie uit.
- Door een tussen-ontwerp te gebruiken beheerst je testing meer.

Er treden in dit geval leereffecten op, de voorgaande behandelingen hebben invloed op de volgende (zie ook b).