

Eksamen PSYC2104
– Kvantitativ metode A –
Vår 2019

Her er forslag til forhold som kunne vært med i en besvarelse. At man har fått med alt er selvsagt ikke nødvendig for å bestå – men jo mer jo bedre.....

OPPGAVE 1

a) *Hva mener man med begrepet «faktorladning» i en faktoranalyse?*

I en eksplorerende faktoranalyse (EFA) vil alltid både variabler og faktorer være standardiserte med gjennomsnitt=0 og varians=1 (z-skårer). Faktorladningen vil være den standardiserte regresjonskoeffisienten når man gjør en regresjonsanalyse med variabelen avhengig av faktoren:

$$V_i = b_i * F + e_i$$

Ved en forklaringsvariabel (her faktoren) vil denne standardiserte regresjonskoeffisienten også være korrelasjonen mellom den avhengige variabelen og den uavhengige. Dersom vi har flere forklaringsvariabler (faktorer) – og disse er ukorrelerte – vil de standardiserte regresjonskoeffisientene ved en multipl regressjonsanalyse med variabelen som avhengig variabel fortsatt også kunne tolkes som korrelasjonskoeffisienter.

$$V_i = b_{i1} * F_1 + b_{i2} * F_2 + e_i$$

Siden $R^2 = r^2$, vil vi da også kunne estimere hvor mye av variasjonen i variabelen som kan forklares ved faktoren slik: b_{i1}^2 – og totalt forklart varians ved begge faktorene blir slik: $b_{i1}^2 + b_{i2}^2$. Denne summen kalles gjerne «kommunaliteten». Men dette gjelder kun dersom faktorene er ukorrelerte. Er de korrelerte vil faktorladningene tolkes som regresjonskoeffisienter og kommunaliteten må estimeres ved R^2 etter en multipl regressjonsanalyse.

b) *Nevn minst en grunn til at man kan ønske å faktor-analysere variabler.*

En grunn kan være at man har en teori som tilsier at observerte indikatorer (responser) er funksjoner av latente (ikke observerbare) fenomener («trekk»). Tenk intelligensteori eller personlighetsteori (for eksempel big5). Disse latente fenomenene ønsker man da å estimere ved en faktoranalyse. Da ville man nok i dag ha foretrukket en konfirmerende faktoranalyse (CFA), men det er ikke pensum dette semesteret. Men det kan hende at teorien ikke spesifiserer verken hvor mange slike latente fenomener man trenger eller hvordan disse bør tolkes. Da kan man benytte en eksplorerende faktoranalyse (EFA) for å få ideer om dette.

En annen grunn kan være at man rett og slett ønsker å beskrive samvariasjon mellom flere variabler på en enklere måte – i en lavere dimensjonalitet. Det er derfor EFA i SPSS finnes under menyen «Data reduction». Ofte ville jeg da foretrukket en prinsippal komponent analyse (PCA) i stedet for en faktoranalyse, men disse metodene har vi ikke trukket noe eksplisitt skille mellom dette semesteret, så det trengs selvsagt ikke i besvarelsen.

En forsker ønsker å utvikle en kort «personlighetstest» for administrasjon på WWW. 300 personer har skåret seg selv på 12 personlighetsbeskrivende adjektiver.

Måleskalaen går fra 1 til 7 hvor 1=passer svært dårlig og 7=passer svært godt.

Adjektivene er: Forståelsesfull, Empatisk, Trøstende, Selvsikker, Karismatisk, Kraftfull, Glad, Varm, Jovial, Selvhjulpen, Uavhengig og Upåvirkelig.

Forskeren har foretatt en faktoranalyse av skårene på disse adjektivene:

I vedlegg A finnes resultater fra denne analysen. Bruk disse til å besvare følgende:

c) I vedlegget finnes det relevant informasjon angående tre ofte brukte empiriske kriterier for valg av antall faktorer i en eksplorerende faktoranalyse. Beskriv kort hvilke dette er og hvordan de kan anvendes her.

De tre kriteriene vi har diskutert dette semesteret er alle basert på samme grunnide. Enten vi bruker faktoranalyse for datareduksjon eller for å estimere latente fenomener, så vil ideen være at dersom variabler samvarierer så kan denne samvariasjonen forklares ved latent «faktor». I en EFA går vi baklengs fra korrelasjoner mellom variabler og forsøker å beskrive mønsteret i disse korrelasjonene ved «faktor». Men da må det finnes samvariasjon å forklare! Se her hva som skjer dersom man faktor-analyserer en korrelasjonsmatrise hvor ingen variabler er korrelerte – det finnes ingen «struktur» å forklare:

Correlation Matrix

		a	b	c	d	e	f	g	h
Correlation	a	1.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000
	b	.000	1.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000
	c	.000	.000	1.000	.000	.000	.000	.000	.000
	d	.000	.000	.000	1.000	.000	.000	.000	.000
	e	.000	.000	.000	.000	1.000	.000	.000	.000
	f	.000	.000	.000	.000	.000	1.000	.000	.000
	g	.000	.000	.000	.000	.000	.000	1.000	.000
	h	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	1.000

Total Variance Explained

Component	Total	Initial Eigenvalues		Extraction Sums of Squared Loadings		
		% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	1.000	12.500	12.500	1.000	12.500	12.500
2	1.000	12.500	25.000	1.000	12.500	25.000
3	1.000	12.500	37.500	1.000	12.500	37.500
4	1.000	12.500	50.000	1.000	12.500	50.000
5	1.000	12.500	62.500	1.000	12.500	62.500
6	1.000	12.500	75.000	1.000	12.500	75.000
7	1.000	12.500	87.500	1.000	12.500	87.500
8	1.000	12.500	100.000	1.000	12.500	100.000

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Component Matrix^a

	Component							
	1	2	3	4	5	6	7	8
a	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	1.000
b	.000	.000	.000	.000	.000	.000	1.000	.000
c	.000	.000	.000	.000	.000	1.000	.000	.000
d	.000	.000	.000	.000	1.000	.000	.000	.000
e	.000	.000	.000	1.000	.000	.000	.000	.000
f	.000	.000	1.000	.000	.000	.000	.000	.000
g	.000	1.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000
h	1.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000

Alle egenverdiene ble 1 – faktorene forklarer hver sine variabler - og alle variablene har en ladning på 1 på en faktor og 0 på alle andre faktorer. Kaiser foreslo derfor at dersom vi gjør en faktor-analyse og egenverdiene blir 1 eller lavere, så har vi havnet i situasjonen ovenfor: vi forsøker å forklare struktur der ingen struktur finnes. Så når egenverdiene blir 1 eller lavere, så stopper vi!

Men nå har jeg analysert en «populasjon». Den har vi aldri tilgang til – så se hva som skjer dersom jeg bare har tilgang til et utvalg på 100 observasjoner fra populasjonen analysert ovenfor:

Total Variance Explained

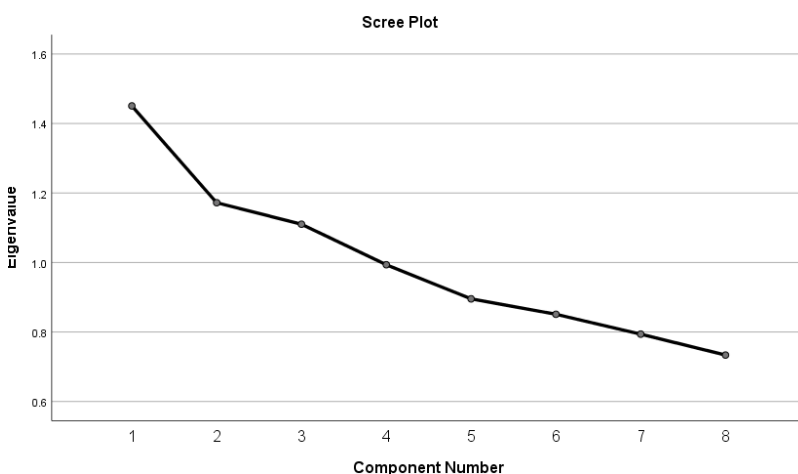
Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	1.450	18.131	18.131	1.450	18.131	18.131
2	1.172	14.651	32.782	1.172	14.651	32.782
3	1.110	13.876	46.658	1.110	13.876	46.658
4	.994	12.420	59.077			
5	.895	11.193	70.270			
6	.851	10.637	80.907			
7	.794	9.923	90.830			
8	.734	9.170	100.000			

Nå ble ikke alle egenverdiene 1. SPSS bruker «Kaiser's kriterium» og foreslår at her finnes det en mulighet for at tre faktorer kan forklare samvariasjonen mellom de 8 variablene. Men det fine er jo at det vet jeg er bare tull og tøys – den samvariasjonen vi forklarer her skyldes kun tilfeldig sampling-variasjon! Dette skjønnte selvsagt Kaiser utmerket godt, men han hadde ingen brukbar måte å løse problemet på – så han foreslo at egenverdi > 1 kriteriet gir oss det maksimale antall faktorer det er rimelig å bruke – ikke det riktige! I dag har vi kraftige datamaskiner på skrivebordet så vi kan simulere hva som skjer med egenverdier når de produseres ved tilfeldig sampling-variasjon. Det ble senere foreslått blant annet av Horn – og Kaiser ville åpenbart foreslått det samme. Så jeg trekker utvalg av størrelse 100 fra en slik populasjon gjentatte ganger (1000 ganger), gjør hver gang en faktor-analyse og samler opp alle egenverdiene jeg finner.

Random Data Eigenvalues

Root	Means	Prncntyle
1.000000	1.441848	1.591673
2.000000	1.267823	1.369661
3.000000	1.142456	1.220649
4.000000	1.034122	1.101827
5.000000	.933685	.997582
6.000000	.832913	.907451
7.000000	.732126	.810809
8.000000	.615027	.704957

Gjennomsnittet i fordelingen av de 1000 første egenverdiene ble 1.44, av de 1000 andre 1.27, osv. Da foreslo Horn at dersom våre faktorer har egenverdier som er større enn 95% av de egenverdiene vi får når vi sampler fra en korrelasjonsmatrise uten struktur, så tyder det på at faktoren(e) faktisk kan tenkes å gjenspeile noe systematisk. Og da ser vi at i eksemplet her så er ingen av egenverdiene større enn dette kriteriet (vår første er 1.45 men skulle vært > 1.59), så her ville Horn konkludert med «ingen struktur å analysere». Cattell var enig med Kaiser – og ville vært enig med Horn – men hadde heller ikke datamaskiner. Men han foreslo at egenverdier produsert ved tilfeldig sampling-variasjon vil være av en gradvis fallende størrelse, så dersom man plotter disse skal man få en fallende kurve uten tydelige «knekkpunkter». Dersom vi plotter de egenverdiene vi fikk i vårt lille utvalg ser det slik ut:



Cattell ville nok kastet et blikk på dette plottet, og konkludert med «ingen struktur å analysere». Så bruker vi egenverdi > 1 kriteriet, kan vi ofte bli lurt til å tro at det finnes struktur å analysere når det faktisk ikke gjør det. Så husk: det kriteriet gir oss det maksimalt antall faktorer.

I data brukt i eksamensoppgaven ville Horn's kriterium gitt oss 3 faktorer, Kaiser's kriterium ville gitt 4 og Cattell's «scree-plott» ville gitt 4 eller kanskje bare 2 faktorer. Slik vil det ofte være. Jeg ville undersøkt 3 og 4 faktor løsninger og sett hva som virket å tilfredsstillte det viktigste kriteriet: en faktor-analyse må ende opp med faktorer som kan tolkes på en meningsfull måte.

- d) *I en eksplorerende faktor-analyse roterer man gjerne faktorene før tolkning – og da kan faktorene enten holdes ukorrelerte eller de kan tillates å korrelere med hverandre. Hvilken type «rotasjon» av variablene har forskeren valgt å benytte her?*

Her er det benyttet en «varimax-rotasjon» og det er en metode som holder faktorene ukorrelerte! Det fremgår også av at de kvadrerte ladningene for en variabel summerer til variabelens «kommunalitet».

- e) *Hvor mye av variasjonen i variablene kan forklares ved den tredje faktoren (komponenten)?*

Det kan vi her finne på to måter: vi kan beregne gjennomsnittet av alle de kvadrerte ladningene for faktor 3 – eller vi kan rett og slett lese det fra «% of Variance» i tabellen fra SPSS. Og svaret blir i utgangspunktet 10.94%. Men her var det en del som bommet: vi tolker her den roterte løsningen og da vil forklart varians ved faktorene fordeles annerledes – så det riktige svaret er: 15.59%!

- f) *Hvor mye av variasjonen i variabelen **VARM** kan forklares ved 4 faktorer (komponenter)?*

Det kan vi siden faktorene er ukorrelerte, også finne på to måter: vi kan summere de kvadrerte ladningene for denne variabelen ($.434^2 + .030^2 + -.003^2 + .746^2$) – eller lese det ut fra tabellen «Communalities» - og svaret er 74.7%.

- g) *Hva ble «faktorladningen» for variabelen **VARM** på den første faktoren (komponenten), og hvordan vil du tolke dette tallet?*

Den generelle tolkningen er gjort rede for i oppgave 1a. Faktorladningene er de standardiserte regresjonskoeffisientene vi får når vi forklarer variabelen varm ved faktorene i en multippel regresjonsanalyse – for person 1 altså:

$$ZVARM_1 = .434 * F1_1 + .030 * F2_1 + -.003 * F3_1 + .746 * F4_1 + e_1$$

Siden faktorene her er ukorrelerte, kan vi også tolke regresjonskoeffisientene som korrelasjoner. Man ser da at variabelen VARM ser ut til å ha mest med faktor 4 å gjøre, men påvirkes også i noen grad av faktor 1 som denne variabelen korrelerer .43 med. Vi har her «kryssladninger», og dersom dette er et måleinstrument sier man gjerne at VARM er et «komplekst ledd» - det påvirkes av flere faktorer.

- h) *Beskriv kort en tolkning av resultatet, og gi de fire faktorene et tentativt «navn».*

Her var det mange gode forslag. Ingen var selvsagt feile, så da trenger ikke jeg å komme med enda et forslag her.....

Forskeren ønsker å konstruere et mål for **den fjerde faktoren** ved å benytte en enkel sumskåre. Han estimerer reliabiliteten til denne sumskåren ved hjelp av SPSS, og får følgende resultat:

OBS! Her var det (uten at det på noen måte var hensikten) lagt inn en liten trykkfeil. Det var selvsagt den tredje faktoren. Ingen lot seg heldigvis forvirre av det.

Reliability Statistics

Cronbach's Alpha	Cronbach's Alpha Based on Standardized Items	N of Items
.678	.677	3

Summary Item Statistics

	Mean	Minimum	Maximum	Range	Maximum / Minimum	Variance	N of Items
Inter-Item Correlations	.412	.290	.529	.239	1.826	.011	3

Item-Total Statistics

	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Squared Multiple Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
Selvhjulpen	11.99	3.167	.506	.286	.567
Uavhengig	12.14	2.861	.595	.355	.433
Upaavirkelig	11.69	4.510	.404	.180	.692

i) *Hva blir den estimerte reliabiliteten til denne sumskåren?*

Her har vi benyttet ideer fra «klassisk målingsteori» og estimert reliabiliteten til sumskåren ved Cronbach's Alpha. Tolkningen blir da at dersom vi gjør en regresjonsanalyse med sumskåren avhengig av det latente fenomenet denne nå måtte være et mål på (hva nå det enn måtte være), så kan 67.8% av variasjonen i sumskåren forklares ved variasjon i det latente fenomenet. Dette er definisjonen på reliabilitet i klassisk målingsteori.

j) *Hva blir den estimerte reliabiliteten til det enkelte ledd som inngår i sumskåren?*

Dette var nok «eksamensnøtten». En god del knekket den – men mange ikke. En viktig ide i klassisk målingsteori er ideen om «parallele målinger». Parallele målinger er målinger som er like gode – de har samme reliabilitet. Kan vi konstruere to målinger som vi kan anta har samme reliabilitet, så vil korrelasjonen mellom de målingene være et estimat av reliabiliteten til hver av dem. Se «reliabilitet.pdf» i Canvas for forklaring. Det utnyttet i «split-half» estimatet av reliabilitet. Dersom vi har et måleinstrument som er sammensatt av et antall ledd, så kan vi lage to nye instrumenter bestående av to halvparter av leddene. Disse to halvdelene kan vi anta har samme reliabilitet, og korrelasjonen mellom dem vil være et estimat av reliabiliteten til hver av dem. Problemet er at da har vi et estimat av reliabiliteten til et måleinstrument som er bare halvparten så langt som det opprinnelige – og reliabiliteten øker med antall målinger som summeres. Dette kan vi korrigere for med Spearman-Brown «prophecy formula»:

$$\rho_{xx'}^* = \frac{n\rho_{xx'}}{1 + (n - 1)\rho_{xx'}}$$

Spearman og Brown viste at dersom vi har et måleinstrument med en viss reliabilitet ($\rho_{xx'}$), så kan man estimere reliabiliteten man vil få ($\rho_{xx'}^*$) dersom man endrer lengden med n . Dersom vi har et instrument med estimert reliabilitet lik .84, så blir reliabiliteten dersom vi halverer lengden slik:

$$(.5 \cdot .84) / (1 + (.5 - 1) \cdot .84) = .72$$

Ved «split-half» metoden ønsker vi imidlertid å doble lengden, så da blir det slik:

$$(2 \cdot .84) / (1 + (2 - 1) \cdot .84) = .91$$

Denne ideen fulgte Cronbach opp, men argumenterte for at i et måleinstrument kan man betrakte hvert ledd som en egen måling. Dersom man antar at alle leddene er like gode indikatorer på et latent fenomen, så vil korrelasjonene mellom dem være den samme. Tilfeldig sampling-variasjon vil i empiriske data føre til at de blir forskjellige. Men da kan man estimere reliabiliteten til hvert ledd ved gjennomsnittskorrelasjonen mellom dem! Denne er her .412. Måleinstrumentet består her av tre ledd, og dersom vi øker test-lengden fra 1 til 3 ledd, så vil reliabiliteten ifølge Spearman-Brown bli:

$$(3 \cdot .412) / (1 + (3 - 1) \cdot .412) = .677$$

Og det er nettopp det som er formelen for standardisert Cronbach's Alpha:

$$\alpha_{\text{standardized}} = \frac{K\bar{r}}{1 + (K - 1)\bar{r}}$$

Så her er svaret at den estimerte reliabiliteten til hvert ledd er **.412**.

k) *Et av leddene her kan synes litt uegnet. Hvordan fremkommer det av resultatet og hva tror du det skyldes?*

Man ser av utskriften fra SPSS at leddet «Upaavirkelig» korrelerer relativt lavt med summen av de to andre ($r = .404$) og dersom vi gjør en regresjons-analyse med dette leddet avhengig av de to andre leddene, så vil bare 18% av variasjonen i dette leddet kunne forklares av de to andre leddene. Og i tillegg ser man at dersom man fjerner dette leddet, så vil reliabiliteten til sumskåren øke fra .678 til .692. Alle tre opplysningene tyder på at «Upaavirkelig» kan se ut til å ha lite å gjøre med de to andre indikatorene, og dermed kan være lite egnet.

Men som vi diskuterte – her må man alltid gjøre en vurdering når man konstruerer et måleinstrument. Tar man kun hensyn til reliabilitet kan leddet «Upaavirkelig» virke uegnet, men dette kan jo være en tilfeldighet i et lite utvalg. Leddet kan også måle et litt annet aspekt av fenomenet vi er på jakt etter, og da kan det hende at vi vil beholde det for å øke «bredden» i måleinstrumentet (bedre validitet). Eller det kan hende det primært måler et helt annet fenomen – og da bør det fjernes. Her finnes det ingen fasit. Men reliabilitets-analysen gir uansett opplysninger som gjør at man må tenke seg om.

OPPGAVE 2

En studie har til hensikt å undersøke om det å utføre regelmessig yogatrening kan bedre psykisk helse gjennom å redusere depresjonssymptomer. 128 personer har deltatt i en studie der halvparten deltok på et yogakurs i løpet av 10 uker. Den andre halvparten deltok ikke på yogakurset. Variabelen «Gruppe» er kodet slik at 0 = kontrollgruppe og 1 = yogagruppe.

Alle deltagerne har svart på disse to spørreskjemaene etter kurset var ferdig:

Hopkins depression checklist (Depression HSCL) er et spørreskjema bestående av 10 spørsmål som måler forekomst av depresjonssymptomer (tristhet, gråt, følt seg nedfor etc.) i løpet av de siste 14 dagene. Hvert spørsmål har en skåre fra 1 (ikke i det hele tatt) til 4 (svært mye). En gjennomsnittsskåre av de 10 spørsmålene er beregnet, der en høy skåre betyr mye depressive symptomer.

Bergen insomnia scale (BIS) er et spørreskjema som måler hvor mye søvnproblemer man har. Skalaen består av seks spørsmål der deltagerne rapporterer hvor mange dager i uken de opplever problemer med søvn, og gjennomsnittlig skåre varierer fra 0 (ingen dager) til 7 (alle dager).

Bruk utskriftene fra SPSS i **vedlegg B** til å besvare følgende:

- a) *Undersøk om det er en forskjell mellom yogagruppen og kontrollgruppen i skåre på Depression HSCL. Studer utskriften av regresjonsanalysen presentert i modell 1, vedlegg 2 og gi din tolkning av en eventuell forskjell mellom gruppene.*

Resultatet viser at Depression HSCL kan beskrives slik for en person i:

$$HSCL_i = 1.898 + -.209 * Gruppe_i + e_i$$

Effekten av Gruppe er statistisk signifikant på 5% nivå, men effekten er relativt svak med en R^2 på .043. Effekten tolkes på vanlig måte: HSCL reduseres med -.209 når Gruppe «øker» med 1. Siden Gruppene er kodet slik: kontrollgruppe=0 og yogagruppe=1, vil «Konstanten» her være gjennomsnittlig HSCL i kontrollgruppen og gjennomsnittlig HSCL reduseres med -.209 for yogagruppen.

- b) *Undersøk om det er forskjell mellom gruppene med hensyn til søvnproblemer (BIS). Studer utskriften av regresjonsanalysen presentert i modell 2, vedlegg 2 og gi din tolkning av en eventuell forskjell mellom gruppene.*

Tolkningen blir som over:

$$BIS_i = 2.589 + -.711 * Gruppe_i + e_i$$

Som innebærer at forventet gjennomsnittlig BIS er 2.589 i kontrollgruppen, mens gjennomsnittlig BIS forventes å reduseres med -.711 for yogagruppen. Effekten er statistisk signifikant på 1% nivå.

Du har en hypotese om at søvnproblemer fungerer som en mediator i relasjonen mellom Gruppe og Depression_HSCL.

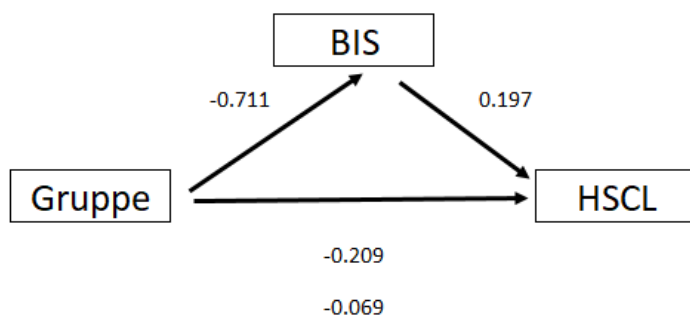
- c) *Bruk resultatene fra analysene som er presentert i modell 3, vedlegg 2 til å vurdere om effekten av Gruppe på HSCL er helt eller delvis mediert av søvnproblemer (BIS). Bruk gjerne Baron & Kenny's fire trinn for å vurdere dette.*

At effekten Gruppe er mediert av BIS betyr at Gruppe kan tenkes å redusere BIS, og dette kan igjen føre til reduksjon av HSCL. Gruppe har da en indirekte effekt på HSCL via BIS.

Bruker man de fire trinnene foreslått av Baron & Kenny blir resonnetet slik:

1. Det forventes å foreligge en effekt av Gruppe på HSCL. Den har vi allerede påvist i oppgave 2a.
2. Det forventes å foreligge en effekt av Gruppe på mediatorsen (BIS). Den har vi påvist i oppgave 2b.
3. Det forventes å foreligge en effekt av mediatorsen (BIS) på utfallsvariabelen (HSCL) når vi har kontrollert for Gruppe. Resultatet kan leses fra utskriften: effekten av BIS kontrollert for Gruppe er .197. Og denne er statistisk signifikant på 1% nivå.
4. Den direkte effekten av Gruppe når man kontrollerer for mediatorsen (BIS) skal forsvinne ved full mediering eller bli kraftig redusert ved delvis mediering. At noe skjer med den direkte effekten, synes å være tilfelle her hvor den direkte effekten blir redusert fra $-.209$ til $-.069$.

Hvorvidt man her kan argumentere for full eller delvis mediering blir opp til forskeren. Husk at det er ikke tilstrekkelig for full mediering at effekten ikke lenger er statistisk signifikant – det kan jo som vi vet skyldes at denne studien har lav statistisk styrke. Og helt 0 er den jo ikke. Sammenhengene kan oppsummeres slik:



Kanskje blir argumentasjonen enklere dersom vi studerer den indirekte effekten? Den får vi ikke direkte fra SPSS, men den kan estimeres enten ved reduksjonen i den direkte effekten av Gruppe ($-.209 - -.069 = -.14$) eller som produktet av de to andre koeffisientene ($-.711 * .197 = -.14$). Og den totale effekten av Gruppe på HSCL blir da: direkte effekt ($-.069$) + indirekte effekt ($-.14$) = **$-.209$** .

Her var det litt regnefeil og rot med fortegn i besvarelsene, men det er tilgivelig så lenge logikken er på plass!

- d) *Kunne du benyttet en annen fremgangsmåte for å vurdere om en mediatoreffekt er tilstede? Hva er i så fall fordelene med denne fremgangsmåten?*

Det vi mangler i resonnetet over er en direkte test på om den indirekte effekten er statistisk signifikant. Det kunne vi, som vi har diskutert, fått ved å bruke en bootstrap strategi ved hjelp av spss-macroen til Hayes. De estimerte effektene ville blitt som over, men vi ville i tillegg fått en slik signifikanstest. Men det vi fortsatt ville manglet var en metode for å ivareta eventuelle målingsfeil (manglende reliabilitet) i BIS og HSCL. Målingsfeil (særlig i mediatorsen) kan være helt kritisk for korrekt estimering og tolkning av medierte effekter. Det kunne vi fått ivaretatt ved å estimere effektene i en «structural equation model» (SEM), men det er langt fra pensum dette semesteret.

- e) *Betyr en mediatoreffekt det samme som at man har bevis for kausalforholdet mellom variablene som er inkludert i analysen?*

NEI. En mediator-effekt kan benyttes som et forslag til hvordan en effekt av et fenomen på et annet kan forstås/forklares. Bevis kan man (gitt forutsetninger) føre i matematikk og logikk. Empiriske studier kan bare frembringe sterke eller svake argumenter for kausale relasjoner – og kun ved eksperimentelle studier kan sterke argumenter frembringes. Men argumenter kan jo alltid styrkes ved gode forskningsdesign og analyser.

VEDLEGG A.

PARALLEL ANALYSIS:

Specifications for this Run:

Ncases 300

Nvars 12

Ndatsets 1000

Percent 95

Random Data Eigenvalues

Root	Means	Prcntyle
1	1.338	1.421
2	1.247	1.306
3	1.179	1.228
4	1.120	1.162
5	1.067	1.108
6	1.016	1.053
7	0.965	1.003
8	0.917	0.956
9	0.870	0.908
10	0.819	0.864
11	0.763	0.810
12	0.698	0.754

Communalities

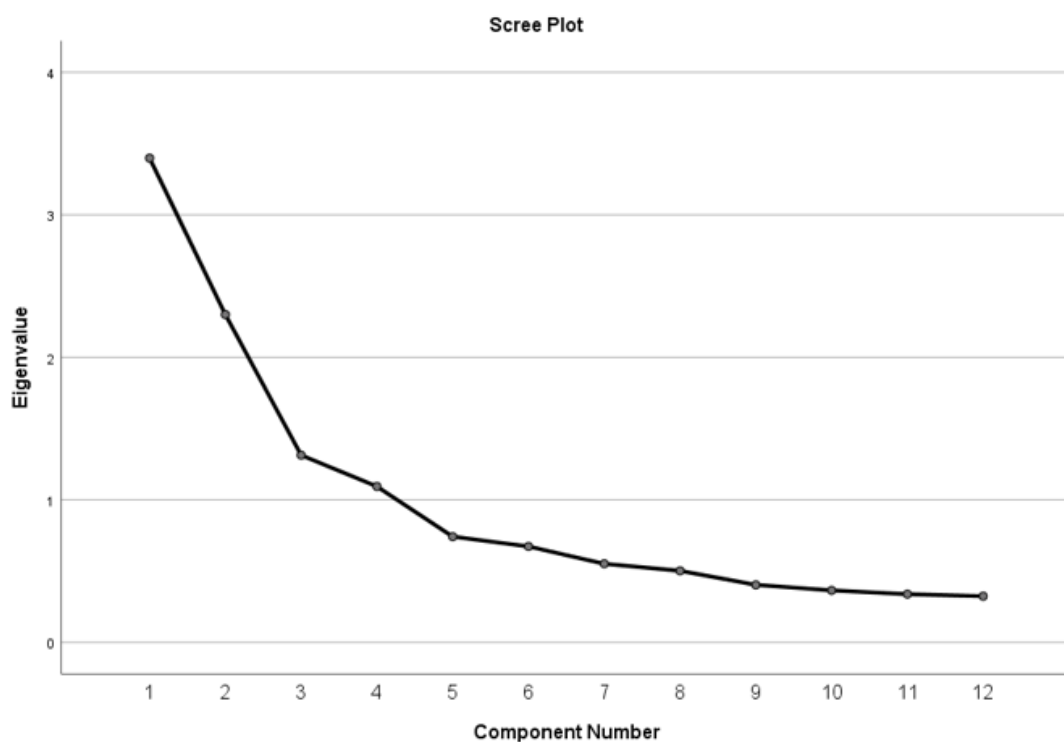
	Initial	Extraction
Forstaaelsesfull	1.000	0.673
Empatisk	1.000	0.749
Troestende	1.000	0.619
Selvsikker	1.000	0.731
Karismatisk	1.000	0.756
Kraftfull	1.000	0.672
Glad	1.000	0.643
Varm	1.000	0.747
Jovial	1.000	0.652
Selvhjulpen	1.000	0.609
Uavhengig	1.000	0.722
Upaavirkelig	1.000	0.531

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	3.398	28.319	28.319	3.398	28.319	28.319	2.285	19.043	19.043
2	2.300	19.169	47.488	2.300	19.169	47.488	2.218	18.485	37.528
3	1.313	10.943	58.431	1.313	10.943	58.431	1.871	15.593	53.120
4	1.094	9.114	67.545	1.094	9.114	67.545	1.731	14.425	67.545
5	0.741	6.178	73.724						
6	0.673	5.604	79.328						
7	0.551	4.591	83.919						
8	0.502	4.180	88.099						
9	0.403	3.356	91.455						
10	0.364	3.037	94.491						
11	0.338	2.814	97.306						
12	0.323	2.694	100.000						

Extraction Method: Principal Component Analysis.



Rotated Component Matrix

	Component			
	1	2	3	4
Forstaaelsesfull	0.779	-0.025	0.225	0.122
Empatisk	0.843	0.074	0.145	0.114
Troestende	0.765	0.044	-0.016	0.178
Selvsikker	0.075	0.838	0.151	0.005
Karismatisk	0.055	0.860	0.101	0.057
Kraftfull	-0.035	0.811	0.114	-0.006
Glad	-0.092	-0.007	0.257	0.754
Varm	0.434	0.030	-0.003	0.746
Jovial	0.355	0.044	-0.043	0.723
Selvhjulpen	0.068	0.247	0.737	0.003
Uavhengig	0.027	0.210	0.820	0.072
Upaavirkelig	0.213	-0.043	0.685	0.121

Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.

VEDLEGG B.

Modell 1:

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,207 ^a	,043	,035	,49584

a. Predictors: (Constant), Gruppe_

b. Dependent Variable: Depression HSCL

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	1,898	,064		29,647	,000
	Gruppe_	-,209	,088	-,207	-2,375	,019

a. Dependent Variable: Depression HSCL

Modell 2:

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,260 ^a	,068	,060	1,32871

a. Predictors: (Constant), Gruppe_

b. Dependent Variable: BIS

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	2,589	,172		15,092	,000
	Gruppe_	-,711	,235	-,260	-3,023	,003

a. Dependent Variable: BIS

Modell 3:

Model Summary^c

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,207 ^a	,043	,035	,49584
2	,555 ^b	,308	,297	,42318

a. Predictors: (Constant), Gruppe_

b. Predictors: (Constant), Gruppe_, BIS

c. Dependent Variable: Depression HSCL

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	1,898	,064		29,647	,000
	Gruppe_	-,209	,088	-,207	-2,375	,019
2	(Constant)	1,389	,092		15,172	,000
	Gruppe_	-,069	,078	-,068	-,885	,378
	BIS	,197	,028	,534	6,927	,000

a. Dependent Variable: Depression HSCL