

Frode Opsvik

Om utforming av Likert-skalaer

Forfattar	Frøde Opsvik
Ansvarleg utgjevar	Høgskulen i Volda
ISSN	0805-8075
Sats	Forfattar
Distribusjon	http://www.hivolda.no/fou

© Forfattar/Høgskulen i Volda

Føresegnene i åndsverklova gjeld for materialet i denne publikasjonen. Materialet er publisert for at du skal kunne lese det på skjermen eller framstille eksemplar til privat bruk. Utan særskild avtale med forfattar/Høgskulen i Volda er all anna eksemplarframstilling og tilgjengeleggjering berre tillate så langt det har heimel i lov eller avtale med Kopinor, interesseorgan for rettshavarar til åndsverk.

Notatserien er for ulike slag publikasjonar av mindre omfang, t.d. forprosjektnotat, foredrag, artikkelutkast o.a. Eit hovudføremål med serien er å stimulere til publisering og fagleg debatt i miljøet. Spreinga går i hovudsak til fagmiljøet i Volda, til eksterne fagmiljø og personar som forfattar(ar) ønskjer kommentarar frå. Kvar forfattar er ansvarleg for sitt arbeid.

Bakgrunn

Prosjektet *Kvalitet i opplæringa – om tilpassa opplæring* er eit forskingsprosjekt som involverer om lag 13 forskarar ved HVO i perioden 1.1.2007-31.12.2010. I prosjektet arbeider ein med fleire forskingsspørsmål knytt til korleis kvalitet i undervisninga er forstått, praktisert og opplevd i skulen (Haug 2007). Forskingsspørsmåla vil ein søke svar på ved å samle inn og analysere informasjon frå ulike informantgrupper ved bruk av ulike metodiske tilnærmingar/instrument. Informantane er skuleeigarar, skuleleiarar, lærarar, elevar og foreldre. Informasjonen blir samla inn i fleire rundar ved bruk av ulike spørjeskjema, intervju og observasjon. Det er eit mål at utvalet av informantar gjenspeglar den variasjonen som finst i grunnskulen samla sett. For å fange størst mogeleg variasjon vart 45 skuleklasser valt strategisk basert på nokre definerte kriterium (Halse og Haug 2008:5). Først vart tre fylke valde ut; eitt som ligg høgt, eitt som ligg middels og eitt som ligg lågt på gjennomsnittlege grunnskuleresultat. I desse fylka vart kommunar valde etter kommunestorleik (Kostra-definisjonen), om dei var 2- eller 3-nivå kommune, og om dei brukte lite middels eller mykje midlar på skulesektoren (Kostragruppering). I dei utvalde kommunane vart små, middels og store skular valde etter elevtal. Og på skulane vart klasser valde slik at vi til saman fekk 15 tredjeklasser, 15 sjetteklasser og 15 niandeklasser.

Prosjektet har samla inn eit omfattande datamateriale, og i analysa av dette er det mellom anna ønskjeleg å nytte Likert-skalaer. Det er difor naudsynt å undersøke kva for skalaer det er råd å lage og sikre at desse fyller vilkåra for å vere gode skalaer.

I dette notatet vert metodiske utfordringar knytt til det å bygge Likert-skalaer drøfta og eksemplifisert. Som ei avgrensing tek notatet utgangspunkt i delar av datamaterialet som er samla inn ved hjelp av eit spørjeskjema som 288 elevar i dei 15 sjetteklassene har svara på. Undersøkinga vart gjort i perioden frå november 2007 til februar 2008. Kvar klasse vart òg observert i ei veke. Spørjeskjemaet vart delt ut til elevane av observatøren i byrjinga av denne veka. Elevane svara på skjemaet heime og leverte i lukka konvolutt til observatøren i slutten av veka. På denne måten fekk vi ein svarprosent blant sjetteklassingane på 82 %.

Under utarbeidinga av spørjeskjemaet vart det sett opp nokre kategoriar eller tema som vi var interessert i å undersøke, og det vart så laga nokre spørsmål til kvar kategori. Tanken bak desse kategoriane var å ha eit utgangspunkt for å lage skalaer. Men i utarbeidinga av spørjeskjemaet var det ikkje gjort noko systematisk kvalitetssikring av at dei spørsmåla vi

enda opp med faktisk eigna seg som grunnlag for skalaer. Så det er eit arbeid ein no må gjere i etterkant av datainnsamlinga. Dette er sjølvsagt ikkje ideelt, men ofte er det slik realiteten blir i eit stort prosjekt med mange aktørar og stort tidspress.

Om å bygge samansette mål

På skjemaet som dei 288 elevane i sjetteklasser skulle svare på var det 69 spørsmål. Dette notatet tek utgangspunkt i følgjande 14 av desse:

8. Nokre spørsmål om matematikk.

Set eit kryss for kvar linje

	Ofte	Av og til	Sjeldan	Aldri
1. Eg får hjelp heime med leksene i matematikk.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
2. Eg får gjort det eg skal i matematikktimane.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
3. Eg trivest godt i matematikktimane	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
4. Eg likar faget matematikk.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
5. I matematikk diskuterer vi ulike løysingsmåtar på ei og same oppgåve.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
6. Eg brukar lommereknar i matematikk.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
7. Eg arbeider mykje i matematikk	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
8. I mattetimane er det vanskeleg å konsentrere seg på grunn av bråk.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
9. Eg arbeider mest åleine med oppgåvene i matematikktimane	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
10. Eg er med på å lage arbeidsplanar i matematikk	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
11. Eg får til matematikk.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
12. Eg følgjer godt med når læraren forklarar noko i matematikktimane.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
13. Eg likar å svare på spørsmål frå læraren i matematikktimane	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
14. Læraren i matematikk gir dei same oppgåvene til alle elevane.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

Som vi ser skal elevane svare ved å krysse av i dei fire svarkategoriene «ofte», «av og til», «sjeldan», «aldri», og på den måten markere grad av hyppigheit. Vi har altså ordinale variablar. Ut frå variablar/spørsmål av denne typen kan det dannast ein summert Likert-skala, der ein let ein enkel summasjon danne det samansette målet. Andre skalatypar som Thurstone- og Guttman-skalaer eignar seg ikkje i dette tilfellet, sidan desse skalaane må byggast medan ein utformer spørjeskjemaet (Trochim 2006).

Dei fleste omgrep er så komplekse at det er vanskeleg å få utførande informasjon om det gjennom eit enkelt spørsmål på eit spørjeskjema. Ein skala er eit samansett mål for eit omgrep der ein slår saman svara frå fleire spørsmål for å fange omgrepet. Ved å bruke fleire spørsmål som grunnlag for å måle eit omgrep, kan målet gjerast meir valid enn om ein freistar å fange eit komplekst omgrep gjennom eitt enkelt spørsmål. For at det samansette målet skal kallast ein skala, må spørsmåla som inngår vere effektindikatorar på det omgrepet ein forsøker å måle (Ringdal 2007:319). Så dersom vi ønskjer å finne ut om ein elev likar seg på skulen kan

ein i staden for å berre stille spørsmålet «Likar du deg på skulen?», stille fleire spørsmål som vil gi utslag i same retning dersom eleven faktisk likar seg på skulen.

Dersom spørsmåla i staden er årsaksindikatorar på omgrepet, vil det samansette målet kallast ein indeks (Ringdal 2007:319). Her vil spørsmål om til dømes kor mange fritidsaktivitetar ein har, kor ofte ein treff venner, kor ofte ein chattar osv, kunne danne grunnlaget for ein indeks som prøver å måle «grad av sosial aktivitet». Her forårsakar altså indikatorane den latente variabelen eller det samansette målet.

Når ein skal vurdere kvaliteten til eit samansett mål, som til dømes ein Likert-skala, er dimensjonalitet, reliabilitet og validitet tre eigenskapar som bør undersøkast. Ein skala bør vere eindimensjonal i den forstand at omgrepet som skal målast med skalaen ikkje skal vere eit samansett omgrep som kan delast opp i omgrepsmessig ulike komponentar.

Verdiane til indikatorane i det innsamla datamaterialet blir danna av indikatoren sin «sanne verdi» pluss målefeil (Ringdal 2007:86). Målefeila kan vere tilfeldige eller systematiske. Tilfeldige målefeil kan oppstå ved at til dømes ein informant ufrivillig svarar feil i forhold til det han eigentleg meiner, og ulikt om vi spør om det same to gongar, eller at det oppstår registreringsfeil i behandlinga av datamaterialet. Slike tilfeldige målefeil påverkar reliabiliteten eller truverdet til datamaterialet. Systematiske målefeil kan til dømes vere at informantane vrir svara sine mot meir sosialt aksepterte svar. Indikatorane våre vil då ikkje måle det vi trur dei måler. Systematiske målefeil går utover datamaterialet sin validitet eller gyldigheit (Ringdal 2007:86).

Når vi skal undersøke dimensjonaliteten og reliabiliteten til ein skala må vi mellom anna bruke korrelasjonen mellom indikatorane, og det fører til den første metodiske utfordringa. Det finst fleire ulike korrelasjonsmål alt etter kva for typar variablar vi har. Frå spørjeskjemaet får vi ordinale variablar med fire svarkategoriar. Dei korrelasjonsmåla som kan brukast for denne typen variablar er til dømes «Goodman og Kruskals gamma» når ein har få svarkategoriar, og til dømes «Spearman's rho» når ein har mange (Ringdal 2007:312). Utfordringa ligg i at dei verktya som vi ønskjer å bruke til å undersøke dimensjonaliteten og reliabiliteten til skalaen bygger på «Pearson's r». Og «Pearson's r» er eit korrelasjonsmål for kontinuerlege variablar, og blir rekna ut ved hjelp av kovariansen til dei to variablane som blir dividert med produktet av standardavvik til variablane. Det er vanleg å omgå dette problemet ved å seie at så lange dei ordinale variablane er meint å måle ein latent kontinuerleg variabel

kan ein nytte «Pearsons r» som korrelasjonsmål når ein undersøker dimensjonaliteten og reliabiliteten (Ringdal 2007:317).

Ein kan stille fleire metodiske spørsmål ved utforminga av spørjeskjemaet og dei fire svarkategoriane «ofte», «av og til», «sjeldan», «aldri». Dei fire svarkategoriane skal markere grad av hyppigheit. Slik sett har vi «tid» som latent variabel, og tida kan sjåast på som ein kontinuerleg variabel. Dette er likevel problematisk sidan for at utrekningane av «Pearsons r» skal gi meining, må den verdimesige avstanden mellom svarkategoriane vere like store (på intervallnivå). Vi krev altså at sjetteklassingane som fyller ut skjemaet skal tenke at det til dømes er like langt mellom «ofte» og «av og til» som mellom «av og til» og «sjeldan». Og det har vi få haldepunkt for å kunne påstå at dei gjer. Vidare er det usikkert kva den enkelte legg i til dømes «av og til», og «av og til» kan ha ulik meinig knytt til dei ulike spørsmåla. Dette blir særskild problematisk når ein lager ein skala ved å summere dette som kan ha ulikt meiningsinnhald. (Foddy 1994:169). Å gjere svarkategoriane meir presise ved til dømes å oppgi meir spesifikt kor ofte noko opptrer ville kommunisere tydlegare kva vi meiner med dei ulike kategoriane. Dette ville igjen krevje eigne kategoriar for dei ulike spørsmåla, noko som ville forverre lesbarheita til skjemaet. For å gjere spørjeskjemaet lettlest, vart det valt å berre ha 4 felles svarkategoriar. Dette avvik frå det som vert tilrådd som eit minimum; 7 svarkategoriar samt ein «veit ikkje»-kategori (Foddy 1994:166). Argumentet for å avvike frå denne tilrådinga er informantane sin lave alder (11 år), noko som gjer at ein ikkje bør lage for komplekse oppsett som krev avanserte leseferdigheiter.

Som ei metodisk øving er det interessant å anta at ein kan basere seg på Pearsons korrelasjonar når ein vil bygge skalaer av dette datamaterialet. Så i det vidare vert «Pearsons r» nytta som korrelasjonsmål når vi undersøker dimensjonaliteten og reliabiliteten til mulige skalaer. Lat oss først undersøke dimensjonalitetskravet.

Dimensjonalitet

Under utarbeidinga av skjemaet vart spørsmåla sorterte i kategoriar som omhandla ulike felt som var av interesse for oss. Dei kategoriane som er relevante for desse 14 spørsmåla er: «arbeidsinnsats» (spørsmål 8.2, 8.7 og 8.12), «haldning til faget» (8.3, 8.4, 8.11 og 8.13), «arbeidsmåte» (8.5, 8.6, 8.9 og 8.14), «foreldrerolle» (8.1), «klasse miljø/klasseleiing» (8.8) og «elevmedverknad» (8.10). Ser ein heile skjemaet under eitt, finn ein fleire kategoriar og ein vil finne fleire spørsmål som går inn under tre av dei nemnde kategoriane («foreldrerolle»,

«klassemiljø/klasseleiing» og «elevmedverknad»). På spørjeskjemaet vart spørsmåla frå dei ulike kategoriane blanda for å gjere det litt meir interessant å lese skjemaet, og ikkje så synleg at vi «spør om det same» fleire gongar.

Dersom ein ser på ei korrelasjonsmatrise for svara på dei 14 spørsmåla, kan ein plukke ut spørsmålspar som korrelerer. Altså spørsmålspar

der det er ein samvariasjon slik at ein høg skåre på det eine spørsmålet opptre samstundes med ein høg skåre på det andre spørsmålet. Tabellen til høgre, tabell 1, viser dei spørsmålspara som har ein korrelasjon på over 0,2. Tabellen viser også kva kategoriar spørsmåla høyrer til, og ein ser at spørsmåla som korrelerer er i kategoriane, «arbeidsinnsats» (I) og «haldning til faget» (H) og til dels «arbeidsmåte» (M). Medan ingen av spørsmåla frå kategoriane «foreldrerolle», «klassemiljø/klasseleiing» og «elevmedverknad» er med, noko som er venta sidan ein her berre hadde eit spørsmål i kvar kategori. Årsaka til at ein i kategorien «arbeidsmåte» finn liten korrelasjon er at spørsmåla i denne kategorien (8.5, 8.6, 8.9 og 8.14) berre i liten grad omhandlar same tematikk.

Spørsmålspar	Pearson korrelasjon	Kategoripar
8.3 vs 8.4	0,697	H - H
8.4 vs 8.7	0,479	H - I
8.4 vs 8.13	0,476	H - H
8.3 vs 8.7	0,448	H - I
8.3 vs 8.13	0,447	H - H
8.3 vs 8.12	0,443	H - I
8.3 vs 8.11	0,435	H - H
8.2 vs 8.11	0,426	H - I
8.7 vs 8.11	0,411	H - I
8.11 vs 8.13	0,396	H - H
8.2 vs 8.3	0,393	H - I
8.7 vs 8.13	0,354	H - I
8.12 vs 8.13	0,351	H - I
8.2 vs 8.7	0,346	I - I
8.4 vs 8.11	0,331	H - H
8.4 vs 8.12	0,313	H - I
8.7 vs 8.12	0,301	I - I
8.2 vs 8.12	0,276	I - I
8.2 vs 8.4	0,271	H - I
8.3 vs 8.5	0,239	H - M
8.2 vs 8.13	0,231	H - I
8.5 vs 8.6	0,227	M - M
8.11 vs 8.12	0,224	H - I

Tabell 1 Utdrag av korrelasjonsmatrise

Dei utforskar altså eigentleg ikkje eitt og same omgrep. Korrelasjonane til spørsmål som skal inngå i ein skala bør ligge i intervallet 0,3-0,6 (Ringdal 2007:333). Kategorien «arbeidsmåte» eignar seg derfor dårleg som utgangspunkt for ein skala. Noko som er interessant er at det ikkje berre er innad i kategoriane vi finn korrelasjonar, altså kategoripar som H-H og I-I, men også kombinasjonen H-I førekjem ofte med relativt høge korrelasjonar. Dette kan tyde på at kategoriane «arbeidsinnsats» (I) og «haldning til faget» (H) har ein omgrepsmessig samanheng. Og det verkar logisk; ei god haldning til faget vil som regel opptre samstundes med god arbeidsinnsats. Så her kunne ein tenke seg at det var mulig å bygge ein felles skala på bakgrunn av dei to kategoriane.

Når ein skal lage ein skala er det altså viktig at spørsmåla omhandlar det som blir kalla ein og same dimensjon. Så for å kunne slå saman «arbeidsinnsats» og «haldning til faget», må spørsmåla her tilhøyre same dimensjon. Ein må også innad i kvar enkelt kategori kontrollere

at ein har ein-dimensjonalitet. Verktøyet ein kan bruke for å undersøke dette er utforskande faktoranalyse. Ei slik faktoranalyse kan antyde kor mange dimensjonar eller faktorar som ligg bak korrelasjonane mellom spørsmålspara i eit datamateriale. Ideen bak ei faktoranalyse er at kvar variabel (kvar spørsmål) kan uttrykkjast som ein funksjon av nokre faktorar. Generelt kan dette uttrykkjast matematisk slik: $X_k = \sum_{i=1}^m \lambda_{ki} F_i + u_k$, der m er talet på faktorar som inngår i analysa. F_i er faktorane og λ_{ki} er faktorladningane som kan sjåast på som korrelasjonar mellom variablane og faktorane. Ein høg verdi på ei faktorladning vi då signalisere at det er ein samheng mellom variabelen (spørsmålet) og faktoren (dimensjonen). Restleddet u_k er den unike komponenten som ikkje let seg fange av faktorane.

Ein faktor sin eigenverdi er summen over k av kvadrerte faktorladningar, altså $e_i = \sum_{k=1}^n \lambda_{ki}^2$,

der n er talet på variablar (spørsmål) som inngår i analysa. Ein høg eigenverdi vil markere at det er relativt høge korrelasjonar mellom spørsmåla og faktoren.

Det er vanleg å krevje at eigenverdien skal vere over 1 for å skulle ta med faktoren (de Vaus 2001:188).

For at det skal vere meiningsfullt å gjennomføre ei faktoranalyse bør det statistiske målet KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) vere over 0,7 (de Vaus 2001:188). For dei 14 spørsmåla frå spørjeskjemaet er KMO lik 0,75, og altså er korrelasjonane mellom spørsmåla høge nok til å kunne inngå i ei faktoranalyse.

Dersom vi gjennomfører ei faktoranalyse med dei 14 spørsmåla, ser vi frå tabell 2 at det er 4 av faktorane som har ein eigenverdi større enn 1.

Faktor	Eigenverdi
1	3,49
2	1,56
3	1,29
4	1,16
5	0,97
6	0,84
7	0,80
8	0,75
9	0,72
10	0,60
11	0,58
12	0,54
13	0,45
14	0,24

Tabell 2 Eigenverdiar frå faktoranalyse med alle 14 spørsmåla inkludert.

Faktorladningane til desse fire faktorane for dei 14 spørsmåla er gitt i tabell 3. Det er vanleg å krevje at faktorladninga skal vere minst 0,4 for å at spørsmålet kan seiast å høyre til ein faktor (Ringdal 2007:327). Dei faktorladningane som fyller dette kravet er skraverte i tabell 3. Det er særskild interessant å sjå at dei spørsmåla som blir kopla til faktor nr 1 tilhøyrer kategoriane «arbeidsinnsats» (spørsmål 8.2, 8.7 og 8.12) og «haldning til faget» (8.3, 8.4, 8.11 og 8.13). Her får vi altså ein indikasjon på at desse sju kan tilhøyre same dimensjon. Dei andre tre faktorane har ikkje noko liknande klart mønster. Det er difor naturleg å gå vidare med dei sju

spørsmåla frå kategoriane «arbeidsinnsats» og «haldning til faget» og gjennomføre ei ny faktoranalyse der berre desse sju spørsmåla inngår. KMO er 0,81 for desse sju spørsmåla, og eigenverdiane er gitt i tabell 4.

Målet for faktoranalysa er å finne så få faktorar som mogeleg, men likevel

forklare så mykje som mogeleg av variansen i det underliggende datamaterialet. Det er vanleg å ta med alle faktorene til eigenverdien «flatar ut», noko ein får eit visuelt bilete av gjennom eit skred-diagram, sjå figur 1.

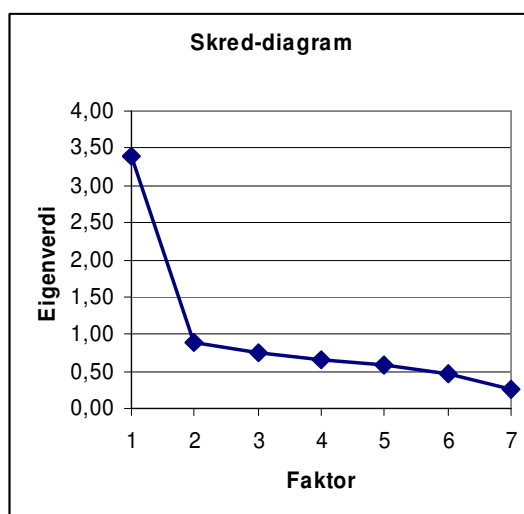
Hovudkravet til ein faktor er altså at eigenverdien skal vere over 1, og då skulle det vere naturleg å berre ta med éin faktor i dette tilfellet. Men ser vi på delen av variansen som denne faktoren forklarar, så er denne berre 48,6% som er under minstekravet på 50% (Ringdal 2007:327). Dette er eit argument for å ta med ein faktor til slik at forklart varians blir 61,1%.

Spørsmål, k	Faktor			
	F_1	F_2	F_3	F_4
	Faktorladningar			
	λ_{k1}	λ_{k2}	λ_{k3}	λ_{k4}
8.1	0,07	0,54	-0,53	0,20
8.2	0,58	-0,10	-0,20	-0,30
8.3	0,81	0,21	-0,10	-0,03
8.4	0,78	0,06	-0,02	0,15
8.5	0,25	0,51	0,17	-0,10
8.6	0,02	0,72	0,12	0,13
8.7	0,72	0,01	-0,06	0,13
8.8	-0,02	0,02	-0,09	0,85
8.9	0,32	-0,53	0,17	0,38
8.10	0,00	0,01	0,64	-0,11
8.11	0,66	-0,23	-0,10	-0,14
8.12	0,52	0,17	0,28	-0,22
8.13	0,66	0,01	0,22	0,08
8.14	-0,07	0,18	0,59	0,26

Tabell 3 Faktorladningar for dei 4 faktorane med eigenverdi over 1. (når alle dei 14 spørsmåla er inkludert i analysa)

Faktor	Eigenverdi	Prosent forklart varians	Kumulativ forklart varians
1	3,40	48,6	48,6
2	0,88	12,6	61,1
3	0,76	10,8	71,9
4	0,65	9,2	81,1
5	0,59	8,5	89,6
6	0,47	6,8	96,4
7	0,25	3,6	100,0

Tabell 4 Eigenverdiar og forklart varians for faktoranalyse med 7 spørsmål inkludert.



Figur 1 Skred-diagram av faktorane sine eigenverdiar.

Faktorladningane frå ei faktoranalyse av dei sju spørsmåla er gitt i tabell 5.

Spørsmål	Ein faktor		To faktorar		
	Faktorladning	Kommunalitet	Faktorladning		Kommunalitet
	λ_k	h_k^2	λ_{k1}	λ_{k2}	h_k^2
8.2	0,60	0,36	0,13	0,84	0,72
8.3	0,83	0,70	0,77	0,36	0,72
8.4	0,77	0,60	0,81	0,21	0,69
8.7	0,69	0,48	0,52	0,47	0,48
8.11	0,67	0,45	0,26	0,78	0,68
8.12	0,58	0,34	0,66	0,08	0,44
8.13	0,69	0,48	0,70	0,21	0,54

Tabell 5 Faktorladningar og kommunalitetar frå faktoranalyse med ein og to faktorar. Sju spørsmål inkludert. Rotasjonsmetode «varimax»

I analysa med to faktorar er det utført ein rotasjon for å prøve å få spørsmåla til å gi vekt i berre ein faktor. Det finst mange rotasjonsmetodar, og her er den mest vanlege brukt, «varimax»-rotasjon, som baserer seg på ortogonal rotasjon for å minimere talet på variablar som har høg ladning på kvar faktor. Frå tabell 5 ser vi at analysa kan tyde på at spørsmål 8.3, 8.4, 8.5, 8.7, 8.12 og 8.11 høyrer til ein faktor medan spørsmål 8.2 og 8.11 høyrer til den andre. Vi ser også at spørsmål 8.7 merkar seg ut ved å gi om lag lik vekt i dei to faktorane. Samanliknar ein dette med dei opphavlege kategoriane «arbeidsinnsats» (spørsmål 8.2, 8.7 og 8.12) og «haldning til faget» (8.3, 8.4, 8.11 og 8.13) ser ein at ein ikkje får dei to faktorane til å samsvare med kategoriane. Ein finn altså ikkje same inndeling i datamaterialet som den omgrepsmessige inndelinga vi la opp til i utarbeidinga av spørsmåla. Dette er eit argument mot å gå vidare med modellen med desse to faktorane.

I tabell 5 er også kommunaliteten for kvart spørsmål rekna ut i dei to tilfella (ein eller to

faktorar). Generelt er kommunaliteten definert som $h_k^2 = \sum_{i=1}^m \lambda_{ki}^2$, der m er talet på faktorar

som inngår i analysa. Ein summerer altså dei kvadrerte faktorladningane. Kommunaliteten seier noko om kor stor del av variansen som faktorane forklarar, så høge kommunalitetar er «bra». Spørsmål 8.12 har den lågaste kommunaliteten i tabell 5. Så både modellen med ein og to faktorar er dårlege til å forklare variasjonen i spørsmål 8.12. Ein måte å betre skalaen på vil vere å utelate spørsmål 8.12.

Dersom vi gjer dette, aukar den forklarte variansen i modellen med ein faktor til 52,2%, som altså er så vidt over kravet på 50%, sjå tabell 6. Tek ein med to faktorar blir forklart varians 66,6%.

I tabell 7 er dei nye faktorladningane og kommunalitetane utrekna for dei to modellane. Samanliknar ein verdiane i tabell 7 med verdiane i tabell 5, ser ein at det å fjerne spørsmål 8.12 berre gir små utslag, men altså nok til å auke forklart varians nokre prosentpoeng.

Faktor	Eigenverdi	Prosent forklart varians	Kumulativ forklart varians
1	3,13	52,2	52,2
2	0,86	14,4	66,6
3	0,65	10,8	77,4
4	0,60	10,0	87,4
5	0,49	8,1	95,5
6	0,27	4,5	100,0

Tabell 6 Eigenverdiar og forklart varians frå analyse med seks spørsmål

Spørsmål	Ein faktor		To faktorar		
	Faktorladning	Kommunalitet	Faktorladning		Kommunalitet
	λ_k	h_k^2	λ_{k1}	λ_{k2}	h_k^2
8.2	0,61	0,37	0,12	0,88	0,79
8.3	0,83	0,69	0,78	0,33	0,72
8.4	0,79	0,62	0,88	0,13	0,79
8.7	0,70	0,49	0,57	0,42	0,49
8.11	0,70	0,49	0,33	0,73	0,65
8.13	0,69	0,47	0,73	0,17	0,56

Tabell 7 Faktorladningar og kommunalitetar frå faktoranalyse med ein og to faktorar. Seks spørsmål inkludert. Rotasjonsmetode «varimax».

Det ville vidare vere interessant å undersøke skalaane basert på dei opphavlege kategoriane «arbeidsinnsats» (spørsmål 8.2, 8.7 og 8.12) og «haldning til faget» (8.3, 8.4, 8.11 og 8.13).

Tabell 8 viser korrelasjonane i kategorien «arbeidsinnsats» og tabell 9 viser eigenverdiar og forklart varians. Korrelasjonane må seiast å vere noko lave. KMO er her på 0,63, og det er under kravet på 0,70. Ein bør difor vere varsam med å bruke resultata frå faktoranalyse. Ser ein likevel på tabell 10 som viser faktorladningar og kommunalitetar, ser ein at spørsmål 8.12 igjen skil seg ut.

Korrelasjonsmatrise			
	8.2	8.7	8.12
8.2	1,00	0,34	0,29
8.7	0,34	1,00	0,31
8.12	0,29	0,31	1,00

Tabell 8 Korrelasjonar i kategorien «arbeidsinnsats»

Det kan tyde på at spørsmålet/påstanden 8.12 «Eg følgjer godt med når læraren forklarar noko i

Faktor	Eigenverdi	Prosent forklart varians	Kumulativ forklart varians
1	1,62	54,07	54,07
2	0,72	24,00	78,07
3	0,66	21,93	100,00

Tabell 9 Eigenverdiar og forklart varians for kategorien «arbeidsinnsats»

matematikktimane», ikkje er så nært knytt til påstandane 8.2 «Eg får gjort det eg skal i matematikktimane» og 8.7 «Eg arbeider mykje i matematikk» som anteke.

Spørsmål	Ein faktor		To faktorar		
	Faktorladning	Kommunalitet	Faktorladning	Kommunalitet	
8.2	0,74	0,55	0,86	0,07	0,74
8.7	0,75	0,57	0,74	0,26	0,62
8.12	0,71	0,51	0,18	0,98	0,98

Tabell 10 Faktorladningar og kommunalitetar frå faktoranalyse med ein og to faktorar for kategorien «arbeidsinnsats». Rotasjonsmetode «varimax».

Det kan altså stillast spørsmål om det i det heile har verdi å operere med kategorien «arbeidsinnsats» slik denne er utforma her.

Dersom ein gjer ei tilsvarande undersøking av kategorien «haldning til faget» får vi følgjande tabellar. KMO er her på 0,73.

	8.2	8.3	8.11	8.13
8.2	1,00	0,69	0,45	0,48
8.3	0,69	1,00	0,35	0,48
8.11	0,45	0,35	1,00	0,41
8.13	0,48	0,48	0,41	1,00

Tabell 12 Korrelasjonar mellom spørsmåla i kategorien «haldning til faget»

Faktor	Eigenverdi	Prosent forklart varians	Kumulativ forklart varians
1	2,44	61,10	61,10
2	0,70	17,40	78,50
3	0,57	14,14	92,65
4	0,29	7,35	100,00

Tabell 11 Eigenverdiar og forklart varians for kategorien «haldning til faget».

Spørsmål	Ein faktor		To faktorar		
	Faktorladning	Kommunalitet	Faktorladning	Kommunalitet	
8.3	0,86	0,74	0,84	0,30	0,79
8.4	0,82	0,68	0,91	0,13	0,85
8.11	0,68	0,46	0,17	0,94	0,92
8.13	0,75	0,56	0,55	0,52	0,58

Tabell 13 Faktorladningar og kommunalitetar frå faktoranalyse med ein og to faktorar for kategorien «haldning til faget». Rotasjonsmetode «varimax».

Vi ser frå tabell 11 at korrelasjonane for spørsmåla i denne kategorien er noko høgare. At berre ein av eigenverdiane er over 1 i tabell 12 kan tyde på ein-dimensjonalitet, men faktorladningane og kommunalitetane i tabell 13 kan tyde på det motsette. Her skil spørsmål 8.11 «Eg får til matematikk» seg ut frå spørsmål 8.3 «Eg trivast godt i matematikktimane» og spørsmål 8.4 «Eg likar faget matematikk». Og ved nærare ettertanke kan ein vel seie at «å få

til» er noko anna enn «å trivest» og «å like». Spørsmål 8.13 «Eg likar å svare på spørsmål frå lærarane i matematikktimane» blir ved «varimax»-rotasjonen delt på desse to faktorane.

Reliabilitet

Reliabiliteten til ein skala vert arva frå reliabiliteten til dei indikatorane som inngår i skalaen. Det er tre måtar å vurdere reliabiliteten til ein skala på (Ringdal 2007:86). Den første måten er å vurdere spørsmålsformuleringane og leite etter mogelege feilkjelder i til dømes

dataregistreringa. Den andre måten er å gjenta målingane (retest) for å sjå om vi får same resultat på ny. Og den tredje måten å vurdere reliabiliteten på, som er den vi vil bruke her, er å undersøke den interne konsistensen mellom indikatorane. Den vanlegaste målet for intern konsistens er Cronbachs alfa, som kan definerast slik:

$$\alpha = \frac{k \cdot \bar{\rho}}{1 + \bar{\rho}(k-1)}, \text{ der } k \text{ er talet på indikatorar i}$$

skalaen og $\bar{\rho}$ er den gjennomsnittlege korrelasjonen mellom indikatorane (Ringdal 2007:331). Den nedre grensa for tilfredsstillande reliabilitet for ein skala vert som regel sett til 0,7 (de Vaus 2001:184). Dette reliabilitetsmålet er, som ein ser av formelen ovanfor, berre bestemt av talet på indikatorar og den gjennomsnittlege korrelasjonen mellom indikatorane. Få indikatorar fører til lav verdi av alfa og det same gjer lav verdi av gjennomsnittleg korrelasjon.

Dersom ein reknar ut Cronbachs alfa for skalaen basert på kategorien «arbeidsinnsats», får ein verdien 0,57 som er for lågt i høve grensa på 0,7 sjå tabell 14. I dette tilfellet med ein skala med berre tre indikatorar og relativ lav korrelasjon er det vanskeleg å oppnå høg nok intern konsistens. Å fjerne det spørsmålet som korrelerer dårlegast fører ikkje til høgare verdier for alfa, sidan effekten av å redusere k frå tre til to dominerer verdien av alfa i dette tilfellet.

Spørsmål	Korrelasjon med skala	Cronbachs alfa ved fjerning av spørsmålet
8.2	0,39	0,47
8.7	0,40	0,44
8.12	0,36	0,50
Cronbachs alfa for skalaen:		0,57
Gjennomsnittleg korrelasjon:		0,31

Tabell 14 Cronbachs alfa og korrelasjonar for skalaen basert på kategorien «arbeidsinnsats»

Spørsmål	Korrelasjon med skala	Cronbachs alfa ved fjerning av spørsmålet
8.3	0,71	0,66
8.4	0,65	0,69
8.11	0,48	0,78
8.13	0,55	0,74
Cronbachs alfa for skalaen:		0,78
Gjennomsnittleg korrelasjon:		0,48

Tabell 15 Cronbachs alfa og korrelasjonar for skalaen basert på kategorien «haldning til faget»

For skalaen basert på dei fire spørsmåla i kategorien «haldning til faget» får vi som tabell 15 viser, ein Cronbachs alfa på 0,78. Så sjølv om talet på indikatorar også i dette tilfellet er lavt, er den gjennomsnittlege korrelasjonen så høg at verdien av alfa ligg over grensa på 0,7. Også i dette tilfellet vil det å fjerne eit av spørsmåla frå skalaen ikkje auke verdien av alfa.

Den felles skalaen basert på alle dei sju spørsmåla i kategoriene «arbeidsinnsats» og «haldning til faget» får ein alfa på heile 0,82, som vist i tabell 16. Også her vil det å fjerne eit av spørsmåla frå skalaen ikkje auke verdien av alfa.

Spørsmål	Korrelasjon med skala	Cronbachs alfa ved fjerning av spørsmålet
8.2	0,45	0,81
8.3	0,74	0,76
8.4	0,66	0,78
8.7	0,56	0,79
8.11	0,53	0,80
8.12	0,45	0,81
8.13	0,56	0,79
Cronbachs alfa for skalaen:		0,82
Gjennomsnittleg korrelasjon:		0,39

Tabell 16 Cronbachs alfa og korrelasjonar for skalaen basert på dei sju spørsmåla som utgjer kategoriene «arbeidsinnsats» og «haldning til faget»

Det at verdien av alfa ikkje let seg auke ved å fjerne nokon av spørsmåla, kjem av at spørsmåla sin korrelasjon med dei ulike skalaene (item-total korrelasjonane i midtre kolonne av tabellane 14, 15 og 16) er relativt gode. Spørsmåla sine korrelasjonar med skalaen bør vere over 0,4 og den gjennomsnittlege korrelasjonen bør vere over 0,3 (Ringdal 2007:333). Vi ser at det berre er skalaene i tabell 15 og 16 som oppfyller begge desse krava. Det bør såleis ikkje lagast nokon skala av spørsmåla i kategorien «arbeidsinnsats» i tabell 14.

Avslutting

Dette notatet har vist korleis ein kan undersøke dimensjonaliteten og reliabiliteten til mulige skalaer i eit datamateriale. Under utarbeidinga av spørjeskjemaet vart spørsmåla gruppert i kategoriar, og ein har sett nærare på kategoriene «arbeidsinnsats» (spørsmål 8.2, 8.7 og 8.12) og «haldning til faget» (8.3, 8.4, 8.11 og 8.13). Skalaen basert på spørsmåla i kategorien «haldning til faget» (8.3, 8.4, 8.11 og 8.13) fyller krava til å vere ein god skala. Det gjer også skalaen basert på dei sju spørsmåla i kategoriene «arbeidsinnsats» (spørsmål 8.2, 8.7 og 8.12) og «haldning til faget» (8.3, 8.4, 8.11 og 8.13).

Utrekningane viser at ein kan finne skalaer som tilfredsstillar krava til å vere gode skalaer sjølv med eit relativt lite gjennomarbeida utgangspunkt. Det er difor på sin plass å åtvare mot blindt å stole på at om berre dei statistiske måla er innanfor grensene, så er dette ein god

skala. Ei kvalitativ og omgrepsmessig vurdering av indikatorane som ein vil skal inngå i ein skala, er vel så viktig å gjennomføre.

Ein kan stille spørsmål om plasseringa av spørsmåla i dei ulike kategoriane er rett. Spørsmål 8.2 går på om eleven «får gjort det han skal», spørsmål 8.7 går på om eleven «arbeider mykje» og spørsmål 8.12 om eleven «følgjer godt med». Det er ikkje opplagt at spørsmål 8.12 høyrer heime i denne kategorien, då dette kan vel så godt vere eit spørsmål om eleven si haldning. Spørsmål 8.3 går på om eleven «trivest godt», spørsmål 8.4 om eleven «likar faget», spørsmål 8.11 om eleven «får til faget» og spørsmål 8.13 om eleven «likar å svare».

Vi har sett at arbeidsinnsats og haldning til faget grip inn i kvarandre og det kan vere naturleg å operere med ein samlekategori som kunne heite «like matematikk» (Halse og Haug 2008:8 og 15). Det er likevel på sin plass å åtvare mot å bruke denne skalaen som «det beste målet» på om elevar likar matematikk. Dersom ein vil måle informantane si oppfatning av eit omgrep er det mest formålsteneleg å utarbeide eit sett med indikatorar som femner om breidda av omgrepet, og ikkje leite etter dette i etterkant slik vi her har gjort. Det kan godt tenkjast at det er vesentlege indikatorar på om elevar likar matematikk som ikkje er tekne med i denne skalaen. Likevel vil ein ved hjelp av denne skalaen få ein brukbar indikasjon på om elevane likar faget matematikk.

Litteratur

de Vaus, David (2001) *Surveys in social research*, 5th ed., Routledge, London.

Foddy, William (1994) *Constructing Questions for Interviews and Questionnaires: Theory and Practice in Social Research*, Cambridge University Press.

Halse, Øyvind og Peder Haug (2008) *Prosjektet Kvalitet i opplæringa (KIO) – Tilbakemelding til skulane*. HVO-notat 4/2008, Høgskulen i Volda.

Haug, Peder (2007) *Kvalitet i opplæringa - om tilpassa opplæring - prosjektplan*, internettside <http://www.hivolda.no/kio>

Ringdal, Kristen (2007). *Enhet og mangfold*, 2. utgåve, Fagbokforlaget Bergen.

Trochim, William M. (2006) *The Research Methods Knowledge Base*, 2nd ed., internettside <http://www.socialresearchmethods.net/kb/scaling.php>