

FRAVÆR, ENGAGEMENT OG SOCIALT MILJØ PÅ DANSKE ERHVERVSSKOLER

Afrapportering af forskningsprojekt 2014

Charlotte Jonasson*

Jakob Lauring**

Anders Bo Bojesen**

Annamária Kubovcikova**

Jan Normann*

Klaus Nielsen*

* Psykologisk Institut, Aarhus Universitet

** Institut for Marketing og Organisation, Aarhus Universitet

Indhold

1	Introduktion og resumé	1
1.1	Resultater	1
1.2	Data og baggrund	5
2	Kønseffekter på fravær	6
2.1	Alder, køn og livserfaring	6
2.2	Effekten af køn: classesammensætning eller individuelle effekter?	8
2.3	Kontekstuelle effekter på fravær	11
2.4	Kønssammensætningen i klassen som moderator	11
2.5	Fagretning eller kønssammensætning?	14
	Sammenfatning	16
3	Joberfaring, socialt klima og fravær	17
3.1	Modellering og variable	17
3.2	Resultater	20
4	Fagligt engagement og socialt klima	24
4.1	Fagligt engagement, elevbaggrund og klassekontekst	24
4.2	Socialt klima, elevbaggrund og klassekontekst	27
5	Faglig selvtillid og køn	31
5.1	Interaktioner mellem elevkøn, lærerkøn og faglig selvtillid	32
5.2	Kønsinteraktioner efter kontrol for fagområde	34
6	Lærerens faglige evner og dedikation	37

6.1	Betydningen af demografi og anciennitet	37
6.2	Dedikation, arbejdspress og fokus på sociale aktiviteter	38
	Litteratur	40
	Appendiks	42
	Variabelbeskrivelser og indikatorspørgsmål	42
	Metodebeskrivelse	45
	Hierarkiske, lineære modeller	45
	Intraclass-korrelation	46
	Konfirmativ faktoranalyse	47
	Strukturelle ligningsmodeller på hierarkisk data	48

Figurer

2.1	Plot for kønssammensætningens modererende effekt på sammenhængen mellem køn og fravær.	14
3.1	Betydningen af socialt klima for sammenhængende mellem jobberfaring og fravær – strukturel ligningsmodel med random slope.	19
3.2	Plot for det sociale klimas modererende effekt på sammenhængen mellem jobberfaring og fravær.	23
5.1	Betydningen af lærerens køn for sammenhængende mellem elevkøn og selvopfattede faglige evner – strukturel ligningsmodel med random intercept og slope.	35

Tabeller

2.1	Fravær i forhold til demografi og erfaring	8
2.2	Effekten af køn og kønssammensætning i klassen	10
3.1	Fravær i forhold til joberfaring og det sociale klima i klassen	21
4.1	Individuelle og kontekstuelle effekter på fagligt engagement	25
4.2	Individuelle og kontekstuelle effekter på socialt klima	28
5.1	Selvopfattede evner og kønsdynamikker	33
6.1	Opfattelsen af lærerens faglige evner	39
A1	Variabelbeskrivelse for observerede variable på individniveau	43
A2	Variabelbeskrivelse for observerede variable på klasseniveau	44

1. Introduktion og resumé

1.1. Resultater

Elever med en kønsmæssig minoritetsposition i klassen er tilbøjelige til at have meget fravær i forholdt til kønsmajoriteten:

- Færre kvindelige end mandlige elever har fravær, men de kvindelige elever, som trods alt er fraværende, har oftere et mere massivt fravær.
- Kvindelige elever er mere tilbøjelige til være fraværende, når de befinder sig i klasser med en høj koncentration af mandlige elever. Blandt mange mandlige elever er kvindelige elever således i højere grad fraværende end i miljøer med mange kvindelige elever.
- Tilsvarende gælder det – dog i et mindre omfang – at mandlige elever i en klasse med en overvægt af kvinder har mere fravær, end hvis de befandt sig blandt flere kønsfæller.
- Det peger på, at der overordnet set er fraværsreducerende effekter af at have en mere balanceret kønssammensætning i klasserne. Fraværet kan dermed reduceres for især de kvindelige elever, som ville have været meget fraværende i en klassekontekst med mange mandlige elever.

Store klasser har mindre engagerede elever:

- Oplevelsen af fagligt engagement hos eleverne falder, når antallet af elever i klassen øges. Det peger på, at små klasser i højere grad end store klasser kan give eleverne en god start på uddannelsen.

Erhvervserfaring mindsker fravær, men kun i klasser hvor det sociale klima er godt:

- Fraværsraten reduceres overordnet set for de elever, som har erfaring fra et fuldtidsjob før de begyndte på grundforløbet.
- Særligt i klasser med et godt sociale klima er denne effekt udtalt, men omvendt har elever med erhvervserfaring en tendens til at have en *højere* fraværsrate, hvis de befinder sig i en klasse med et dårligt socialt klima. Det sociale klima i klassen er således afgørende for sammenhængen mellem erhvervserfaring og fravær.

Kvindelige elever har en lavere faglig selvtillid sammenlignet med mandlige elever. Men kvindelige lærere kan delvist kompensere for denne kønsforskel:

- Overordnet set har kvindelige elever en lavere tillid til deres egne faglige evner end mandlige elever. Denne tendens kommer endnu stærkere til udtryk når der kontrolleres for fagområde og for klassens kønssammensætning.
- Særligt i de undervisningssituationer, hvor læreren er en mand, har de kvindelige elever lavere opfattelser af deres egne evner.
- Til gengæld kan der i et vist omfang kompenseres for de kvindelige elevers lave faglige selvtillid, hvis underviseren også selv er kvinde. Dette gælder også når der kontrolleres for fagområde og for kønssammensætningen i klassen.

Alder og erhvervserfaring hænger positivt sammen med fagligt engagement. Ældre elever er også mindre tilbøjelige til at være fraværende:

- Ældre elever og elever med erhvervserfaring oplever i højere grad end yngre elever og elever uden erhvervserfaring at være engagerede i undervisningen. Disse elever er således mere tilbøjelige til at engagere sig i faget, og i sidste ende er deres chancer for at gennemføre og få gavn af deres uddannelse sandsynligvis forøgede.
- Der er en sammenhæng mellem alder og fravær. Sammenlignet med yngre elever er ældre elever mindre tilbøjelige til at være fraværende.

Høje koncentrationer af kvindelige elever skader det sociale klima i klassen, mens høje koncentrationer af elever med erhvervserfaring styrker det sociale klima:

- Når andelen af kvindelige elever i klassen stiger, så forværres det sociale klima. Høje koncentrationer af kvindelige elever skaber altså et relativt dårligt socialt miljø i klassen i forhold til klasser med mange mandlige elever. Det gælder også, når der kontrolleres for fagretning.
- Det sociale klima er generelt højere i klasser, hvor mange af eleverne har tidligere erfaring fra et job end i klasser med få elever med erhvervserfaring. Det tyder på, at det sociale miljø i klassen har gavn af, at nogle af eleverne kommer med en personlig erfaring fra et arbejdsliv eller kollegafællesskab.

Elever, som tidligere har været i gang med en anden ungdomsuddannelse, har øget risiko for fravær, lavere engagement og sværere ved at falde til i klassefællesskabet:

- Elever med tidligere uddannelseserfaring (fx fra et andet, afbrudt grundforløb) er markant mere tilbøjelige til at have fravær end elever uden en tidligere erfaring med uddannelsessystemet.

- Elever med tidligere uddannelseserfaring oplever det sociale klima som dårligere end elever uden erfaring fra tidligere uddannelse.
- Gruppen af elever med uddannelseserfaring oplever også i mindre grad end andre elever at være engagerede i faget og i undervisningen. Disse elevers vanskeligheder med fravær, fagligt engagement og social tilknytning kan pege på, at nogle elever har haft negative erfaringer med uddannelsessystemet, som smitter af på deres chancer for et vellykket uddannelsesforløb.

Elevernes vurdering af lærerens faglige evner hænger sammen med lærerens dedikation, men ikke med hverken alder eller anciennitet hos læreren:

- Lærerens oplevelse af at være dedikeret i sit arbejde smitter af på elevernes opfattelse af lærerens faglige evner. Det spiller således en rolle for eleverne, at læreren oplever sit arbejde som meningsfuldt og spændende.
- Lærerens alder og anciennitet har ingen mærkbar sammenhæng med elevernes oplevelse af læreren som en faglig autoritet. Køn har en svagt signifikant effekt på lærerens faglige evner. Kvindelige lærere bliver dermed overordnet set vurderet som mere fagligt dygtige end deres mandlige kolleger.

1.2. Data og baggrund

Grundlaget for analyserne, som præsenteres her i rapporten, er baseret på en survey foretaget i 2012. Besvarelserne kommer fra både elever og lærere på erhvervsrettede grundforløb med undtagelse af teknisk-merkantile gymnasier og social- og sundhedsuddannelserne. Dataindsamlingen er foretaget som et tværsnit med besvarelser fra mere end 3000 studerende i omkring 280 klasser på 25 erhvervsskoler over hele landet. Undersøgelsen er foretaget af en gruppe forskere fra to institutter på Aarhus Universitet. Sample-ratioer og svarprocenter er relativt høje. Ud af ca. 45 relevante erhvervsskoler er 25 repræsenteret. Ud af 403 klasser, der har modtaget spørgeskemaet, har 288 helt eller delvist besvaret lærer- og elevskemaer (responsrate på klasseniveau: 71,5%). Heraf indgår mindst 249 (afhængig af anvendte variable) i analyserne, som præsenteres her. Variationen i stikprøverne skyldes bl.a. ufuldstændige besvarelser hos enten elever eller lærere på de anvendte variable og at fx fraværet i den forgangne uge ikke er relevant for elever i de klasser, hvor der ingen undervisning fandt sted i den forgangne uge. Desuden er klasser med mindre end fem elever ekskluderet fra analysen, da multilevel-analyser kræver clustre af en hvis størrelse (Hox et al., 2010; Li & Beretvas 2013; Preacher et al., 2010). Den gennemsnitlige sample-ratio for de 249 klasser er 80,2%, dvs. fire ud af fem elever i hver klasse har i gennemsnit besvaret spørgeskemaet. For hele samplen med 288 klasser er den gennemsnitlige sample-ratio på 77,4%. Tabel A1 og A2 i appendikset (side 42) giver et overblik over de anvendte variable.

Datasættet er hierarkisk organiseret, således at elevernes tilknytning til klasser og skoler er medtaget i analysen. Elever i samme klasse deler nemlig ofte nogle egenskaber, opfattelser, baggrunde eller adfærdsmønstre. I de fleste analyser indgår der således to niveauer: individniveau og klasseniveau. Individniveauet udtrykker de variationer, som forekommer mellem eleverne individuelt set, mens klasseniveau udtrykker den variation, som forekommer mellem klasser.

2. Kønseffekter på fravær

Erhvervsskolerne er præget af en frafaldsrate, som er højere end for andre ungdomsuddannelser. Op mod hver anden elev ender med at droppe ud af den påbegyndte erhvervsuddannelse (Undervisningsministeriet 2014). Frafaldet er dog sjældent en pludseligt opstået begivenhed, men snarere kulationen af en længerevarende proces, hvor eleven trækker sig tilbage fra undervisningen og skolen (Jørgensen et al., 2012). På den baggrund fokuserer vi her i kapitlet på elevernes fravær. Fraværet er en indikator på, at eleven kan være på vej til at falde fra, eller at elevens undervisningsforløb på anden vis er problematisk (De Witte & Csillag, 2012). Vi har her i analysen målt på både den enkelte elevs fravær og på andelen af fraværende elever i klassen. Den enkelte elevs fravær indgår i analyserne i to formater: som både en binær variabel (har eleven i den forgangne uge været fraværende fra mindst én undervisningslektion eller ej) og som en optælling af antallet af fraværstimer for den enkelte elev.¹

2.1. Alder, køn og livserfaring

Af de 2700 elever, som har besvaret spørgsmål vedrørende fravær, angiver 26,3%, at de har været fraværende mindst én time i den forudgående uge. For kvinderne er det kun 23%, som angiver, at de har været fraværende, mens andelen for de mandlige elever er 27,7%. Færre af de kvindelige elever er således generelt fraværende. Til gengæld har de kvindelige elever som er fraværende, et mere omfangsrigt fravær end de mandlige elever med fravær.

¹ Optællingsvariablen behandles som negativ-binomial med inflation af 0-værdier. Regressionskoefficienterne i en negativ-binomial regression skal fortolkes som den forventede forandring i den naturlige logaritme til antallet af fraværstimer, når værdien på den forklarende variabel øges. Fraværet for den enkelte elev er selvrapporeret.

Blandt de elever, som angiver, at de har haft fravær ($n = 788$), har de mandlige elever i gennemsnit 6,45 timers fravær, mens de kvindelige elever i gennemsnit har 7,3 fraværstimer.

Der er desuden en stærkt kontekstuel betinget effekt af køn. Når man ser på, hvorvidt eleverne i den forgangne uge har haft mindst én fraværstime eller ej, så viser det sig, at både køn, alder og tidligere erfaring med en anden ungdomsuddannelse har betydning for elevernes fravær. Men når man samtidig tager højde for den uensartede kønsmæssige gruppering af elever i klasser, så forsvinder den statistiske signifikante fraværsreducerende effekt af at være kvinde.

Model A-I i Tabel 2.1 viser *odds-ratioer* for risikoen for fravær, når elevernes gruppering i klasser kun indgår i analysen med henblik på en robust beregning af standardfejl. Resultaterne viser, at risikoen for at have fravær er højere for mandlige elever, at ældre elever er mindre tilbøjelige til at være fraværende samt at elever med tidligere erfaring fra en anden ungdomsuddannelse (typisk et andet grundforløb) er mere tilbøjelige til at skippe timerne. Kvindelige elever har alt andet lige ca. 20% lavere odds for at være fraværende. Et ekstra år på aldersvariablen reducerer oddsene for fravær med knap 2%, mens tidligere erfaring med en anden ungdomsuddannelse øger oddsene for fravær med ca. 28%.

Model A-II i Tabel 2.1 viser de individuelle variationer, efter der kontrolleres for elevernes klassetilhørsforhold. Modellen er en random intercept-model, hvor variansen på interceptet estimeres på klasseniveau. Med andre ord kontrolleres der for klassens generelle fraværsniveau. Resultaterne viser, at effekten af køn mister signifikans, således at kønnet ikke længere har en signifikant effekt på hverken et 5%-niveau eller et 10%-niveau. Desuden reduceres effekten af uddannelseserfaring til en odds-ratio på 1,189, hvilket kan fortolkes som, at oddsene for fravær stiger med ca. 19% for elever med tidligere erfaring fra en anden ungdomsuddannelse. Denne markante effekt kan hænge sammen med, at nogle elever skifter grundforløb man-

Tabel 2.1: Fravær i forhold til demografi og erfaring

<u>Logistisk regression for fravær</u>		
Variabel:	Model A-I – Model med ét analyseniveau	Model A-II – Random intercept-model
	Odds-ratio	Odds-ratio
Kvinde	0,797*	0,810
Alder	0,982*	0,984*
Jobberfaring	1,096	1,132
Uddannelseserfaring	1,279*	1,189*
Konstant	0,778***	0,884***
<hr/>		
Antal elever(/klasser)	2661	2661/249
Log-likelihood	-1525,856	-1478,32
MLR-korrektionsfaktor	1,336	1,3116
Antal parametre	5	6
Forskel i Log-likelihood (efter MLR-justering) =		-83,7081

Referencegruppe = intet fravær i den forgangne uge.

P <0,05 = *; P <0,01 = **; P <0,001 = ***

I Model A-I betragtes fravær som individuelt og uafhængigt af klassekonteksten.

I Model A-II betragtes fravær som et både individuelt og kontekstuel forhold, men den kontekstuelle del er her uforklaret (ingen forklarende variable på klasseniveau). Modellerne er estimeret med MLR-estimatoren i Mplus.

ge gange. Desuden kan enkelte elever have meget svært ved at falde til i uddannelsessystemet generelt.

Ved sammenligning af de to modeller må det konkluderes, at klassetil-knytningen er en væsentlig forklaring på fraværet blandt erhvervsskoleele-ver. Kvindelige elever har fx ikke isoleret set signifikant mindre risiko for at have fravær, fordi de er kvinder, men fordi de ofte befinder sig i en klassekontekst, hvor man generelt set er mindre fraværende.

2.2. Effekten af køn: classesammensætning eller individuelle ef-fekter?

Elevens køn har altså tilsyneladende ikke i sig selv en signifikant, direkte effekt på fraværet (jf. Model A-II). Derimod er der tale om en kontekstuel

effekt. En lignende kontekstuel effekt af kønssammensætningen belyses i det følgende på baggrund af et sæt af statistiske modeller med to analyseniveauer (elever og klasser). Det betyder, at individuelle og kontekstuelle effekter kan skelnes fra hinanden. Tre modeller (B-I, B-II og B-III) præsenteres, hvor Model B-III i sidste ende må betragtes som den bedste beskrivelse af datamaterialet. Fravær indgår som en variabel, der optæller, hvor mange fraværstimer den enkelte elev har haft i den forgangne uge. På klasseniveau udtrykker fraværsvariablen klassens samlede fraværsniveau, dvs. et estimat for det gennemsnitlige fravær for den enkelte klasse.

Tabel 2.2 viser resultaterne af denne analyse.² Som det fremgår af resultaterne³ for Model B-I (Tabel 2.2), har den enkelte elevs køn en svagt signifikant ($P = 0,076$) effekt på mængden af fravær. Under antagelsen om overrapporterede 0-værdier (zero inflation), og når der kontrolleres for klassens kønssammensætning, har kvindelige elever således en højere fraværsrate end de mandlige elever. Fravær udtrykker her mængden af fravær, og ikke kun om man har været fraværende fra mindst én time eller ej, som det var tilfældet i modellerne i Tabel 2.1. Resultatet står i modsætning til resultaterne fra den logistiske regression, hvor risikoen for at have mindst en fraværstime var reduceret for kvinder. Det understreger, at færre kvindelige elever har fravær, men at de fraværende kvinder har et mere massivt fravær end de fraværende mænd.

Fraværet er selvrapporteret, så to typer af bias er sandsynligt: (1) Underrapportering af reelt fravær. (2) De mest fraværende vil ikke være repræsenteret i stikprøven, netop fordi de i højere grad end andre elever er fraværende på tidspunktet for dataindsamlingen.

² Bemærk, at den afhængige variabel for fravær er ikke længere dikotom, men en optæller-variabel med en negativ-binomial distribution. Der estimeres desuden en latent binær variabel på individniveau for inflation af 0-værdier. På klasseniveau er fraværet estimeret som et random intercept på fraværsvariablen. Efter modelleringen af inflationen af 0'er er den latente variabel (random interceptet) for klassens fraværsniveau tilnærmelsesvis normalfordelt.

³ Effekterne udtrykker en ændring i den naturlige logaritme til den estimerede fraværsrate. Ved eksponentiering af koefficienterne kan effekterne fortolkes som *incident rate ratioer*.

Tabel 2.2: Effekten af køn og kønssammensætning i klassen

Negativ binomial modeller med random coefficients for fravær (med zero-inflation)			
	Model B-I – Individuelle og kontekstuelle effekter	Model B-II – Random slope (Cross-level interaktion)	Model B-III – Kontrol for fagområde
Variabel	Parameterestimer	Parameterestimer	Parameterestimer
Individniveau			
Kvinde (mand = 0)	0,172 (0,097)†	(random slope)	(random slope)
Alder	0,010 (0,008)	0,010 (0,009)	0,012 (0,008)
Joberfaring	-0,140 (0,088)	-0,152 (0,088)	-0,184 (0,087)
Uddannelseserfaring	0,055 (0,114)	0,065 (0,113)	0,058 (0,104)
Klasseniveau			
Intercept	-1,520 (0,361)***	-1,549 (0,332)***	-1,414 (0,301)***
Andel af kvinder (i %)	0,005 (0,003)	0,009 (0,003)**	0,002 (0,003)
Gennemsnitsalder i klassen	-0,001 (0,018)	-0,002 (0,015)	-0,008 (0,018)
<i>Grundforløb (referencegruppe = ikke angivet fagområde)</i>			
Bil, fly og andre transportmidler			-0,007 (0,357)
Bygge og anlæg			-0,040 (0,397)
Bygnings- og brugerservice			0,630 (0,563)
Dyr, planter og natur			0,605 (0,438)
Krop og stil			-1,393 (0,358)***
Mad til mennesker			0,893 (0,409)*
Medieproduktion			0,370 (0,432)
Produktion og udvikling			-0,359 (0,421)
Strøm, styring og it			0,118 (0,404)
Sundhed, omsorg og pædagogik			-0,403 (0,543)
Transport og logistik			0,033 (0,694)
<i>Random slope-estimer</i>			
Intercept for slopen		0,579 (0,099)***	0,566 (0,220)**
Andel af kvinder (i %) som forklarende variabel på slopen		-0,011 (0,002)***	-0,010 (0,005)*
Kovarians mellem slope og intercept		0,165 (0,056)**	0,059 (0,075)
Log-likelihood	-3543,437	-3540,204	-3527,981
MLR-korrektionsfaktor	1,4867	1,1508	0,9782
Antal parametre	10	13	24
Forskel i χ^2 ift. forudgående model (efter MLR-justering) =		207,6874***	31,5751***

P < 0,10 = †; P < 0,05 = *; P < 0,01 = **; P < 0,001 = ***. Antal elever/antal klasser: 2661/249

Den afhængige variabel er antallet af fraværstimer i det fag, hvor samplingen fandt sted, i den uge, der gik forud for samplingen. Variablen behandles som negative-binomial og med en antagelse om overrapporterede 0'er (zero-inflation). Det lærerrapporterede antal af undervisningstimer i faget (i log-transformeret format) indgår som offset ($\beta = 1$) på klasseniveau. Interceptet for slopen svarer til effekten af 'Kvinde' på individniveau, når andelen af kvinder i klassen er 0%.

Modellerne er estimeret med MLR-estimatoren i Mplus. Beregningen af standardfejl (og p-værdier) tager højde for klassernes grupperinger i skoler. for dette tredje niveau.

2.3. Kontekstuelle effekter på fravær

Analyserne på klasseniveau beskæftiger sig med klassens overordnede fraværsniveau (det klassespecifikke intercept for fraværsraten). Som det fremgår af Model B-I (Tabel 2.2), er der ikke nogen direkte effekt af kønssammensætningen på fraværet i klassen. I Model B-II og B-III estimeres effekten af køn på individniveau som en *random* effekt, dvs. en effekt som varierer afhængig af, hvilken klasse eleven befinder sig i. Samtidig indgår kønssammensætningen både som forklarende variabel til fraværsniveauet i klassen og som moderatorvariabel for effekten af køn på individniveau. Som det fremgår af resultaterne fra Model B-II, har kønssammensætningen en direkte og signifikant effekt på fraværet i klassen. Når andelen af kvinder i klassen øges, så har fraværet en tendens til at stige. Effekten er dog ikke robust, når der kontrolleres for fagretning.

Alderen på eleverne har desuden ikke nogen signifikant effekt på fraværet, når effekterne af både individuel alder og klassens aldersgennemsnit estimeres. Heller ikke tidligere erfaring med job og uddannelse har signifikante effekter på det individuelle fravær, når det opgøres som antallet af fraværstimer. Det står i modsætning til resultaterne fra Tabel 2.1, hvor fraværsvARIABLEN er binær og således udtrykker risikoen for at have fravær fremfor ikke at have fravær. Alder og tidligere uddannelseserfaring har således signifikante effekter på risikoen for fravær (jf. Tabel 2.1), men ikke på mængden af fravær (jf. Tabel 2.2).

2.4. Kønssammensætningen i klassen som moderator

Udover den direkte effekt af kønssammensætningen på klassens fravær, så tester både Model B-II og B-III den modererende effekt af kønssammensætningen for relationen mellem køn og fravær på individniveau. Model B-III adskiller sig fra Model B-II ved at kontrolvariable for grundforløbets faglige retning er tilføjet. De to modeller tester en *cross-*

level interaktion mellem andelen af kvinder (klasseniveau) og køn (individniveau). De er formuleret som *random slope*-modeller, hvor slopen (dvs. hældningskoefficienten) for effekten af individuelt køn antages at variere på tværs af klasser. Samtidig tilføjes andelen af kvinder i klassen som forklarende variabel til slopen. Se metodebeskrivelsen i appendikset (side 45) for detaljer.

Med Modellerne B-II og B-III testes hypotesen om, at kvindelige elevers forhøjede fraværs mængde reduceres, når andelen af kvinder i klassen stiger. Implicit er det således også en test af, om mandlige elevers tendens til at have mindre fravær reduceres, når de befinder sig i en klasse med mange kvinder. Dette står i modsætning til Model B-I, som tester, hvorvidt individuelt køn og den kontekstuelle kønsvariabel (andelen af kvinder i klassen) har ensartede og direkte effekter på fraværet. Slopens intercept og parameterstimaterne for både den direkte og modererende effekt af andelen af kvinder i klassen fremgår af Tabel 2.2.⁴

Der tages her udgangspunkt i estimaterne fra Model B-III, da de centrale resultater fra denne model er kontrolleret for effekterne af grundforløbets fagretning (som i nogen grad medierer de påviste kønsrelaterede effekter). Samtidig udgør Model B-III også fra et statistisk synspunkt den bedste beskrivelse af datamaterialet.

Resultaterne fra Model B-III viser, at der er en statistisk signifikant ($P = 0,034$) moderationseffekt for den kontekstuelle kønsvariabel. Estimaterne er baseret på en negativ-binomial regression, så den korrekte fortolkning af baseline-situationen er: logaritmen til (antal af fraværstimer) forøges med 0,566, når eleven er kvinde (i forhold til når eleven er mand). Det svarer til en *incident rate ratio* (IRR) på 1,761. For den mere realistiske situation, hvor andelen af kvindelige elever er 5%, er $IRR = 1,676$. Det betyder, at fraværsraten er stærkt forhøjet for kvindelige elever i en kontekst med en

⁴ Interceptet på slopen angiver effekten af individuelt køn i en abstrakt (og umulig) situation, hvor en kvindelig elev befinder sig i en klasse, hvor andelen af kvindelige elever er 0.

tæt koncentration af mænd. Moderationen indebærer, at fx i en situation hvor andelen af kvindelige elever stiger fra 0 til 50%, så reduceres denne effekt af at være kvinde til ca. 0,071. Dermed er incident rate ratioen for kønseffekten reduceret til 1,073.

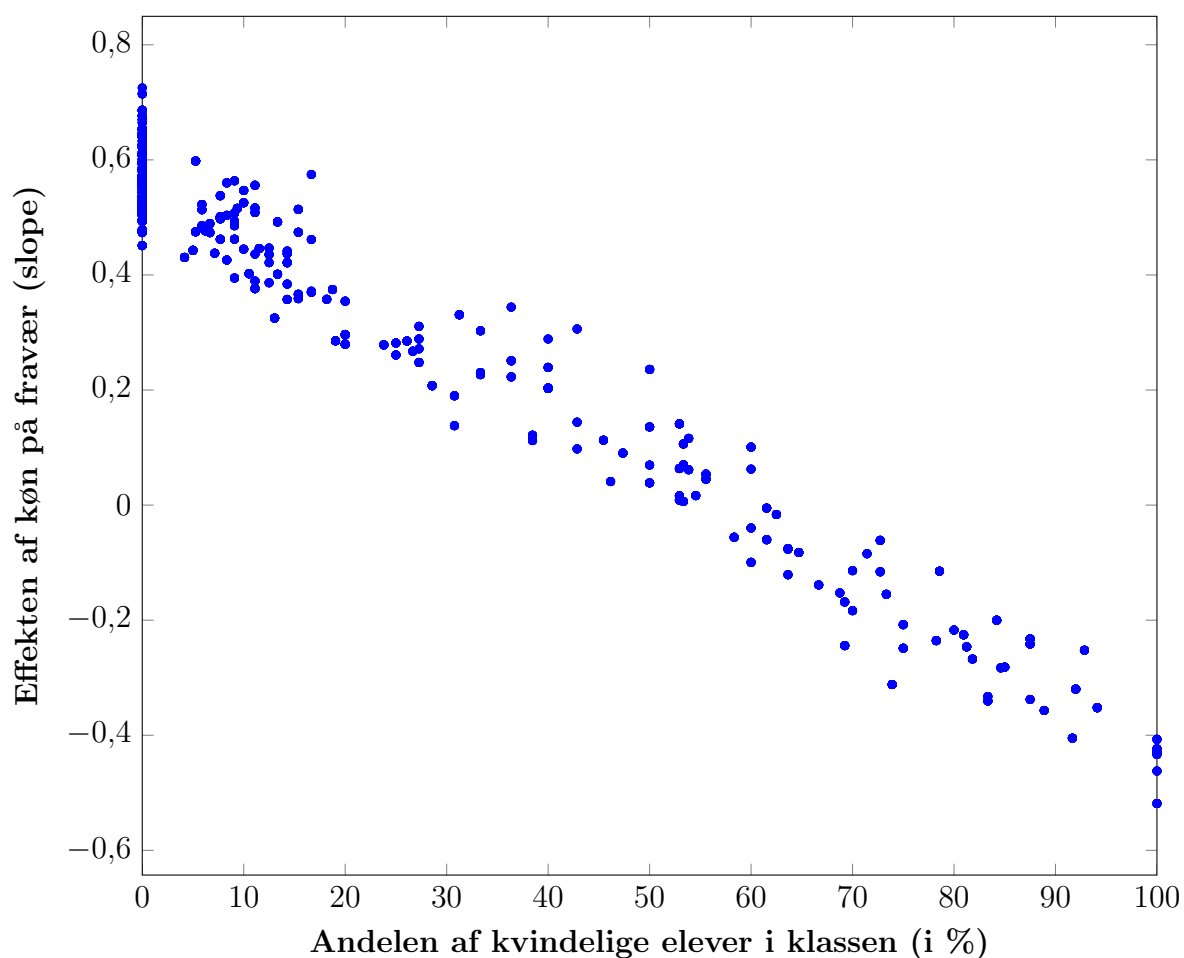
Når andelen af kvinder i klassen rammer ca. 57%,⁵ vil kvinder og mænd have samme risiko for fravær, og den direkte kønseffekt vil være udlignet (IRR = 1,000). Med en andel af kvinder på mere end 57% vil det til gengæld være de mandlige elever i klassen, som er mest tilbøjelige til at være fraværende (fx giver en andel af kvinder på 95% en IRR = 0,687). Den fraværsforøgende effekt af at være kvinde formindskes med andre ord i takt med, at andelen af kvindelige elever i klassen stiger (op til ca. 57%). Det betyder, at en kønsfordeling med forholdsvis mange mænd har tendens til at øge fraværet hos de kvindelige elever, men at denne tendens reduceres, når fordelingen af mandlige og kvindelige elever bliver mere balanceret. Omvendt viser moderationseffekten også, at mandlige elever i en klasse med en overvægt af kvinder (>57%) er mere fraværende, end hvis de befandt sig i en kontekst med mange mænd.

Den negative forbindelse mellem andelen af kvinder og klassens fraværniveau illustreres grafisk i Figur 2.1. Plottet er baseret på Model B-III og viser de 249 undersøgte klasser i forhold til den procentvise andel af kvinder (den vandrette akse) og det klassespecifikke slope-estimat for forbindelsen mellem køn og fravær (den lodrette akse). Når kønssammensætningen er balanceret (omkring 57% kvindelige elever) er de to kønsgruppers tilbøjelighed til fravær ensartet (slopen, dvs. kønnes forskel i fravær, er omkring 0). Den skæve fordeling på slopen kan fornemmes på plottet, men MLR-estimatoren (White, 1980) tager højde for denne skævhed i beregningen af standardfejl. Fordelingen viser også, at problemet med kønsmæssige minoriteter primært knytter sig til klasser med

⁵ Gennemsnitseffekt (uden afrunding) = 0,56585908 og effekten af andelen af kvinder i klassen (uden afrunding) = -0,0099058445. Balancepunktet = $\frac{0,56585908}{-0,0099058445} = -57,12376 \approx 57,12\%$

mange mandlige elever og få kvinder, fordi denne kønsfordeling simpelthen oftere forekommer (øverste venstre hjørne af plottet er tættere end nederste højre hjørne), og fordi balancepunktet på ca. 57% antyder, at mandlige elever i en mindretalsposition er lidt mere robuste end kvindelig elever i en mindretalsposition.

Figur 2.1: Plot for kønssammensætningens modererende effekt på sammenhængen mellem køn og fravær.



2.5. Fagretning eller kønssammensætning?

Kønssammensætningen på erhvervsuddannelserne varierer systematisk i forhold til fagområde. På den baggrund tilføjes typen af grundforløb som forklarende variabel i model B-III, således at der kontrolleres for fag-

området. Referencegruppen er de klasser, hvor grundforløbet er ubekendt,⁶ og de øvrige typer af grundforløb tilføjes som dummy-variable. Resultaterne viser, at det i enkelte tilfælde har betydning for fraværsniveauet i klassen, hvilket grundforløb klassen er knyttet til. På to af de 11 grundforløb har klasserne signifikant lavere fravær end referencegruppen af klasser på ukendte grundforløb. Estimatet for 'Krop og stil' kan dog ikke bestragtes som repræsentativt, da det er baseret på et udsnit af 28 elever fra to klasser på den samme skole. Estimatet for 'Mad til mennesker' repræsenterer derimod besvarelser fra 458 elever fra 40 klasser på 14 skoler, og kan således betragtes som repræsentativt for eleverne på dette grundforløb.

Når parameterestimerne for Modellerne B-II og B-III sammenlignes, viser det sig, at cross-level-interaktionen er robust. Gennemsnitseffekten (interceptet for slopen) er nærmest uændret, og det samme gælder for estimatet for moderationseffekten (andelen af kvinder i klassen). Dette indebærer, at den modererende effekt af kønssammensætningen ikke er stærkt relateret til typen af uddannelse. Uanset om det er en klasse af mekanikerelever eller frisørelever, har det altså en betydning, hvordan balancen mellem kønnene i klassen ser ud. Uddannelsestypen medierer med andre ord ikke effekten af kønssammensætningen mærkbart.

Den direkte effekt af kønssammensætningen i klassen, som blev påvist i Model B-II mister signifikans i model B-III ($P=0,621$). Samtidig peger udviklingen i χ^2 mellem B-I og B-II på, at cross-level-interaktionen kan betragtes som en bedre forklaring end den direkte effekt af en øget andel af kvinder i klassen (som Model B-I undersøger). Forskellen i χ^2 mellem B-II og B-III viser desuden, at tilføjelsen af kontrolvariablene er væsentligt for at forklare variationerne i fraværet. Kønssammensætningen fungerer således primært som en kontekstuel moderator (cross-level-moderation) for effekten af individuelt køn på fravær, hvorimod den direkte effekt af kønssammensætningen i vid udstrækning medieres af grundforløbets fa-

⁶ Grundforløbet er ubekendt, fordi det ikke er angivet af læreren i spørgeskemaet.

gretning.

Sammenfatning

På et overordnet plan peger analyserne i Tabel 2.2 på, at fravær ikke bare er et problem, som knytter sig til enkelte elever, men i høj grad også er påvirket af konteksten i klassen.

Kvindelige elever er sjældnere fraværende, men blandt elever med fravær har kvindelige elever et mere massivt fravær end mandlige elever. I klasser, hvor koncentrationen af kvindelige elever er høj, er kvindelige elevers fravær dog reduceret i forhold til hvis de befandt sig i klasser med mange mænd. Tilsvarende øges de mandlige elevers fravær, når de befinder sig i en klasse med en tæt koncentration af kvindelige elever. Fraværet har således tendens til at stige for de elever, som udgør en kønsmæssig minoritet i klassen. I særlig grad gælder det for kvinder, fordi de på et overordnet plan udgør en minoritet i erhvervsskolen.

Desuden understreger analyserne betydningen af at skelne individorienterede forklaringer (fx køn) fra kontekstuelle forklaringer (fx kønssammensætning eller type af grundforløb). Ses der bort fra datamaterialets hierarkiserede struktur, vil effekten af køn på antallet af fraværstimer fx fremstå som insignifikant.⁷

⁷ De konklusioner, vi drager her, er begrænset af, at fraværet er selvrapporeret. Dels kan der være en systematisk underrapportering (fx et kønsspecifikt bias), og dels er de mest fraværende sandsynligvis underrepræsenteret i stikprøven.

3. Jobberfaring, socialt klima og fravær

Som det fremgik af Tabel 2.2 i det foregående afsnit, er der ingen direkte (konstant) signifikant sammenhæng mellem fravær og det at have erfaring fra et job. I dette afsnit undersøges sammenhængen mellem jobberfaring hos eleverne og deres fraværsrate lidt mere i dybden. Samtidig inddrages det sociale klima i analysen som både forklarende variabel, som moderatorvariabel og som mediatorvariabel for effekten af at have erhvervserfaring. Hypotesen er, at effekten af jobberfaring varierer afhængig af det sociale klima i klassen. Hypotesen for mediationsmodellen (X-III) er derudover, at det sociale klima også er påvirket af andelen af elever med jobberfaring. Overordnet set forventes der – i henhold til fortegnene for parameterestimaterne fra Tabel 2.2 – at være fraværsreducerende effekter af, at en elev har erhvervserfaring. Men i klasser med et særligt dårligt socialt klima vil effekten reduceres eller måske ligefrem skifte fortegn, således at elever med erhvervserfaring har tendens til at have *mere* fravær end elever uden erhvervserfaring.

3.1. Modellering og variable

Det sociale klima er målt som en dobbelt latent variabel på baggrund af fem indikatorvariable (se Tabel 2.1 og metodebeskrivelsen (side 45) i Appendixet for detaljer). Det betyder at det sociale klima udtrykkes på både individ- og klasseniveau, hvor de individuelle variationer udtrykker den enkelte elevs subjektive oplevelse af det sociale klima, mens variationerne på klasseniveau er et udtryk for hele klassens gennemsnitlige vurdering af det sociale klima. Jobberfaring er en selvrapporteret, binær variabel, som angiver hvorvidt eleven har haft fuldtidsarbejde inden grundforløbets start eller

ej.

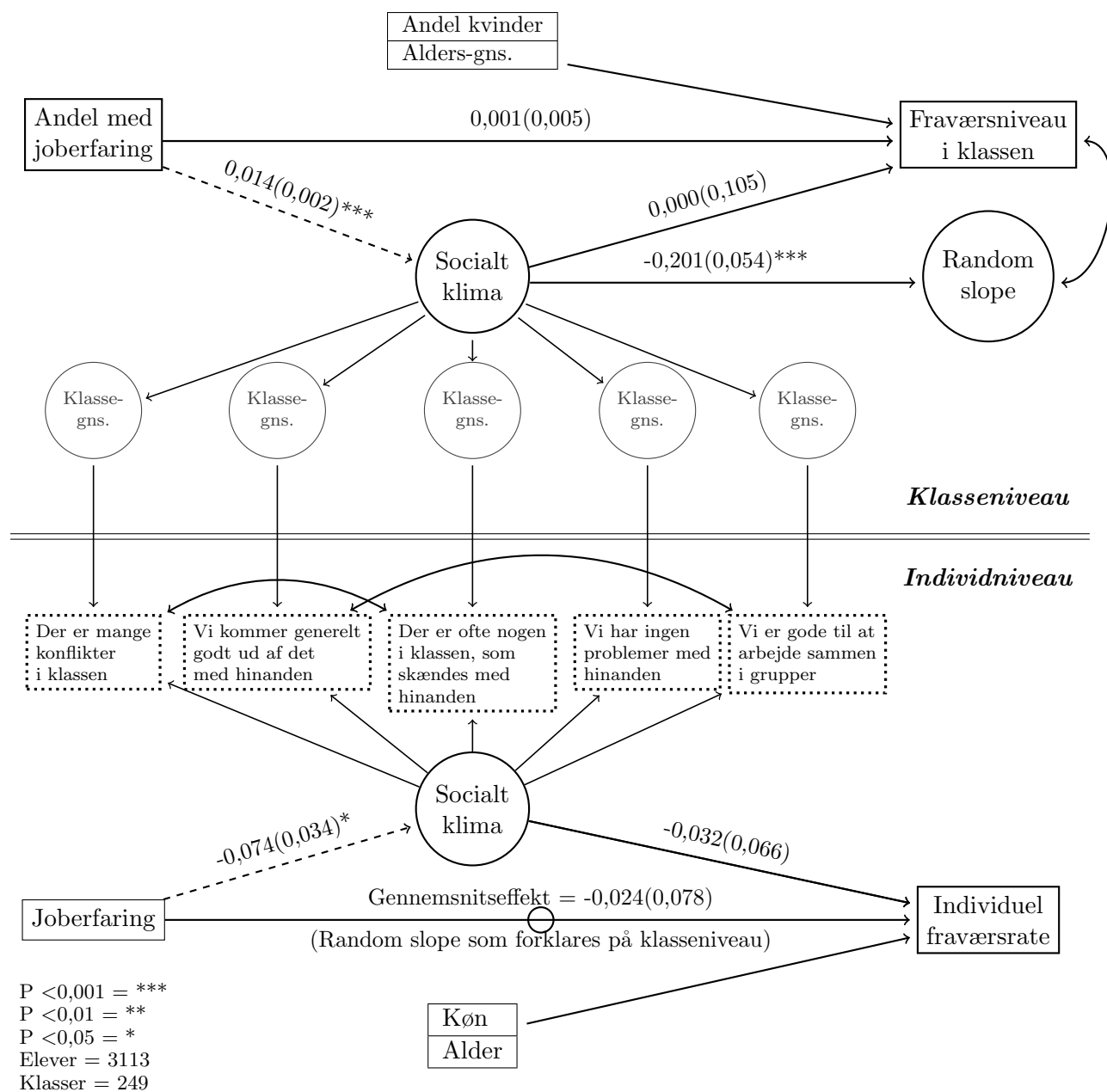
På klasseniveau indgår variabelen for jobberfaring som den procentvise andel af elever med jobberfaring. Fraværet indgår som det selvrappede antal af fraværstimer i den forudgående uge. Det lærerrappede antal af mulige fraværstimer indgår som offset ($\beta = 1$) i modellen, men er ikke vist i diagrammet.

Det er således en strukturel ligningsmodel på to niveauer med en dobbelt latent variabel for det sociale klima, et sæt af observerede kovariater (jobberfaring samt demografiske kontrolvariable) og en log link-funktion der kobler de forklarende variable til fraværsraten (og til random interceptet på klasseniveauet). Modellen er desuden formuleret som en *two-part* model, hvor det at have fravær eller ej og antallet af fraværstimer antages at være resultatet af to forskellige processer. Den ene er binær (fravær eller ej) og den anden er et udtryk for raten af fraværstimer hos elever med fravær. Den binære del er uforklaret. Resultaterne kan eksponentieres og fortolkes som *incident rate ratioer* (IRR).

Figur 3.1 viser den endelige model (X-III) som et diagram. Cirkelformede variable er latente og rektangulære variable er observerede. Modellen formuleres med et klasseniveau og et individniveau. Fraværet antages i diagrammet at være påvirket både af jobberfaring hos eleverne og af det sociale klima i klassen. Alder og køn indgår på begge niveauer som kontrolvariable. Den stiplede linje angiver de to parametre som tilføjes i Model X-III, og de viste estimater er baseret på netop denne modelformulering, hvor den direkte effekt af jobberfaring på begge niveauer medieres af det sociale klima. Det analytiske fokus er hældningskoefficienten (slopen), som angiver sammenhængen mellem jobberfaring og fravær på individniveau. Den specificeres som 'random', dvs. forbindelsen mellem jobberfaring og fravær antages at variere på tværs af klasser.

Tabel 3.1 viser tre forskellige strukturelle ligningsmodeller med fravær som den afhængige variabel. Fravær modelleres som en negativ binomial

Figur 3.1: Betydningen af socialt klima for sammenhængende mellem jobberfaring og fravær – strukturel ligningsmodel med random slope.



Factor-loadings, estimater for demografiske variable, estimater for kovarianser, varianser og residualvarianser er udeladt fra den grafiske fremstilling. Antallet af mulige fraværstimer indgår som offset, men vises ikke i diagrammet. Den latente faktor er *group mean*-centreret, så det sociale klima på individniveau er uafhængig af det sociale klima på klasseniveau. Intraclass-korrelationen for socialt klima er på 49,8%. Estimaterne er ustandardiserede og svarer til model X-III. De stiplede linjer repræsenterer de to parametre, som adskiller model X-II fra X-III. Modellen er estimeret i Mplus med MLR-estimatoren. Standardfejl står i parentes og er robuste i forhold til klassernes gruppering i skoler.

variabel med inflation af 0'ere. Det er således ikke et spørgsmål om hvorvidt man er fraværende eller ej, men derimod omfanget af fraværet. En enkelt fraværstime engang i mellem er ikke nødvendigvis et problem, men store eller tiltagende mængder af fravær kan være et tegn på et problematisk uddannelsesforløb.

Model X-I tester de direkte, konstante effekter af jobberfaring og socialt klima på både individniveau og klasseniveau. I alle modeller indgår køn og alder som kontrolvariable. Model X-II tester det sociale klima som en kontekstuel moderator variabel for effekten mellem jobberfaring og fravær på individniveau. Model X-III er også en cross-level moderationsmodel med det sociale klima som moderator, men her antages det sociale klima på klasseniveau at være påvirket af andelen af elever i klassen med jobberfaring. Det er dermed også en mediationsmodel på to niveauer.

3.2. Resultater

Resultater og estimater fremgår af Tabel 3.1. Modelfit evalueres ved sammenligning af log-likelihood og de deraf afledte informationskriterier (Akaike og det bayesiske). Det MLR-justerede χ^2 -estimat for sammenligningerne af log-likelihood peger på, at Model X-III er den bedste beskrivelse af det observerede datamateriale. Akaike's informationskriterie understøtter denne konklusion.⁸ På den baggrund fokuseres der i fortolkningen på estimaterne fra Model X-III.

Resultaterne fra Model X-I viser, at der ikke umiddelbart er nogen direkte signifikante effekter på fraværet for elever med erhvervserfaring i forhold til elever uden erhvervserfaring. Efter random slope-estimeringen introduceres i Model X-II viser interceptet på slopen dog, at der overordnet

⁸ Det bayesiske informationskriterie øges dog og er dermed en indikation på, at den simple model med de direkte effekter er den mest hensigtsmæssige. Det bayesiske informationskriterie er særligt sensitivt overfor antallet af frihedsgrader, og derfor er det ikke nødvendigvis særligt retvisende i en kontekst med komplekse modeller og latente målekomponenter, da de som udgangspunkt har flere parametre end fx ikke-hierarkiske modeller med kompositvariable.

Tabel 3.1: Fravær i forhold til jobberfaring og det sociale klima i klassen

Strukturelle ligningsmodeller med random coefficients for fravær (med zero-inflation)

Variabel	Model X-I – Direkte effekter	Model X-II – Random slope (Cross-level interaktion)	Model X-III – Socialt klima som mediator
	Parameterestimer	Parameterestimer	Parameterestimer
Individniveau			
Jobberfaring	-0,138 (0,091)	(random slope)	(random slope)
Socialt klima (latent)	-0,029 (0,068)	-0,031 (0,066)	-0,032 (0,066)
Kvinde (mand = 0)	0,169 (0,095)†	0,170 (0,092)†	0,170 (0,092)
Alder	0,011 (0,008)	0,013 (0,008)	0,014 (0,008)
Klasseniveau			
Intercept	-1,517 (0,270)***	-1,678 (0,207)***	-1,648 (0,188)***
Andel med jobberfaring	0,001 (0,005)	0,001 (0,005)	0,001 (0,005)
Socialt klima	-0,091 (0,101)	-0,003 (0,108)	0,000 (0,105)
Andel af kvinder (i %)	0,005 (0,004)	0,005 (0,003)	0,005 (0,003)
Gennemsnitsalder i klassen	-0,002 (0,011)	0,004 (0,010)	0,001 (0,010)
<i>Random slope-estimer</i>			
Intercept for slopen		-0,143 (0,079)†	-0,024 (0,078)
Socialt klima som forklarende variabel på slopen		-0,200 (0,062)***	-0,201 (0,054)***
Kovarians mellem slope og intercept		-0,137 (0,068)*	-0,126 (0,055)*
Socialt klima som afhængig variabel (mediator for effekten af jobberfaring på begge niveauer)			
Jobberfaring (individniveau)			-0,074 (0,034)*
Andel med jobberfaring (klasseniveau)			0,014 (0,002)***
Akaike's	57414,353	57415,037	57388,990
Bayesian	57619,827	57638,640	57624,680
Log-likelihood	-28673,177	-28670,518	-28655,495
MLR-korrektionsfaktor	1,9766	1,8310	1,7512
Antal parametre	34	37	39
Forskel i χ^2 ift. forudgående model (efter MLR-justering):		29,4029***	109,2979***

P <0,10 = †; P <0,05 = *; P <0,01 = **; P <0,001 = ***. Antal elever/klasser: 3113/249.

Den afhængige variabel er antallet af fraværstimer i det fag, hvor samplingen fandt sted, i den uge, der gik forud for samplingen. Variablen behandles som negative-binomial og med en antagelse om overrapporterede 0'er (zero-inflation). Det lærerrapporterede antal af undervisningstimer i faget (i log-transformeret format) indgår som offset ($\beta = 1$) på klasseniveau. Interceptet for slopen svarer til effekten af 'Jobberfaring' på individniveau i et gennemsnitligt socialt klima.

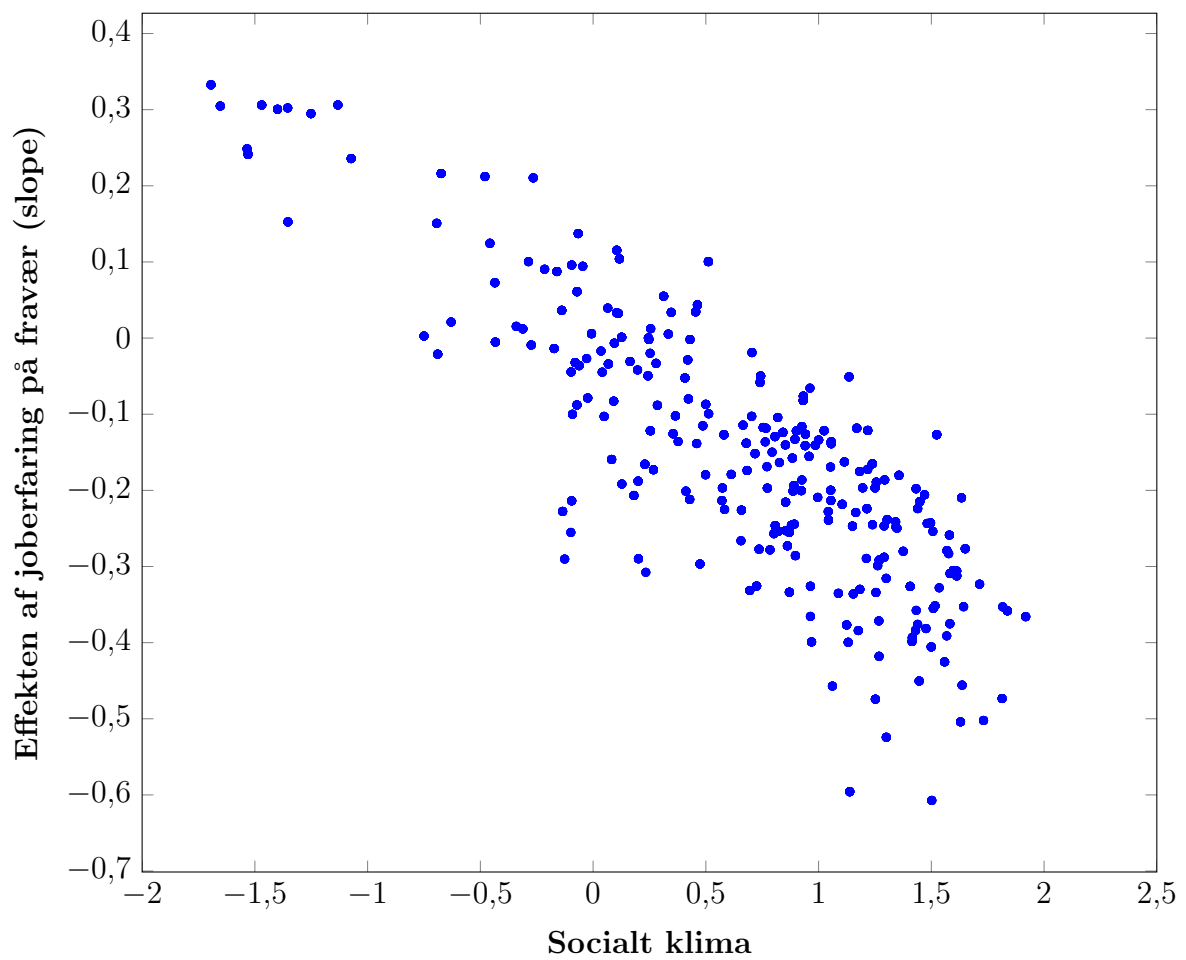
Modellerne er estimeret med MLR-estimatoren i Mplus. Beregningen af standardfejl (og p-værdier) tager højde for klassernes grupperinger i skoler.

set er en svagt signifikant og negativ effekt ($\beta = -0,143$, $P = 0,070$) af jobberfaring på fravær, og at denne effekt varierer afhængigt af det sociale klima i klassen. Dette understøttes i Model X-III. Gennemsnitseffekten er her insignifikant. Det hænger sammen med reduktionen af koefficienten for den gennemsnitlige hældningskoefficient, men det ændrer ikke substantielt på den overordnede fortolkning af moderationseffekten.

På baggrund af estimaterne fra Model X-III kan vi konkludere, at elever med jobberfaring i et gennemsnitligt socialt klasseklima har tendens til en svagt reduceret fraværsrate (IRR = 0,977) i forhold til elever uden jobberfaring. Men det sociale klima har en stærkt signifikant moderende effekt på denne gennemsnitseffekt. Det betyder, at når det sociale klima i klassen stiger fra 0 til 1 (i spektret -2,8 til 1,9), så øges den fraværsreducerende effekt af at have jobberfaring (IRR = 0,799). Men hvis det sociale klima derimod forværres fra gennemsnitspunktet 0 til -1, så vil gruppen af elever med erhvervserfaring have en større fraværsrate (IRR = 1,194) end elever uden erhvervserfaring.

Det sociale klimas modererende effekt på forbindelsen mellem fravær og erhvervserfaring illustreres grafisk i Figur 3.2. Plottet er baseret på Model X-III og viser de 249 undersøgte klasser (minus én outlier) i forhold til elevernes vurdering af det sociale klima (den vandrette akse) og det klasse-specifikke slope-estimat for forbindelsen mellem jobberfaring og fravær (den lodrette akse). Når det sociale klima overstiger 0 og dermed forbedres, så øges den fraværsreducerende effekt af at have jobberfaring. Men omvendt har elever med jobberfaring tendens til højere fraværstrater, når de befinder sig i klasser hvor det sociale klima ligger under gennemsnittet.

Figur 3.2: Plot for det sociale klimas modererende effekt på sammenhængen mellem jobberfaring og fravær.



En negativ outlier (socialt klima = -2,8) er ikke vist i plottet, men indgår i modelberegningen.

4. Fagligt engagement og socialt klima

I dette afsnit fokuseres der på hhv. elevernes faglige engagement og deres oplevelse af det sociale klima. Første del beskæftiger sig med engagementet. Både klima og engagement måles som en dobbelt latent variabel (*doubly latent variable* (Marsh, 2009)). Det betyder, at fx engagementet blandt eleverne udtrykkes på to niveauer: klasseniveau og individniveau. Engagementet og det sociale klima måles dermed ved hjælp af indikatorspørgsmål, hvor variationen dekomponeres til de to respektive niveauer. Fx svarer det individuelle engagement (i) til den enkelte elevs afvigelse fra det gennemsnitlige engagement i klassen (j): $Engagement_i = (Engagement_{ij} - Engagement_j)$.

Både det sociale klima og elevernes engagement i faget kan tænkes at blive påvirket af forskellige faktorer, fx køn og alder på eleven, lærerens egenskaber og baggrund. De følgende analyser belyser, hvilken betydning demografi og elevernes erfaring med job eller anden uddannelse har for engagementet og klimaet i klassen. Desuden testes også betydningen af en række observerede kontekstuelle forhold, herunder lærerkarakteristika, undervisningsfokus og klassestørrelse.

4.1. Fagligt engagement, elevbaggrund og klassekontekst

Elevernes engagement i faget eller læringsprocessen er vigtig, fordi den siger noget om elevens tilknytning til uddannelsen, om elevens udbytte af uddannelsen og om chancen for et vellykket uddannelsesforløb. Engagementet i undervisningen er således en vigtig indikator for et velfungerende uddannelsesforløb, ligesom et lavt engagement ofte kan kædes sammen med en øget risiko for frafald (Fredericks et al., 2004).

Overordnet set synes det faglige engagement at være højt blandt ele-

Tabel 4.1: Individuelle og kontekstuelle effekter på fagligt engagement

Variabel	Model C-I – Demografiske effekter på to niveauer	Model C-II – Observerede kontekstuelle forhold	Model C-III – Kontrol for fagområde
	Parameterestimer	Parameterestimer	Parameterestimer
Individniveau			
Kvinde (mand = 0)	0,158 (0,095)†	0,164 (0,096)†	0,165 (0,097)†
Alder	0,021 (0,003)***	0,021 (0,003)***	0,021 (0,003)***
Joberfaring	0,143 (0,034)***	0,143 (0,035)***	0,144 (0,034)***
Uddannelseserfaring	-0,112 (0,056)*	-0,112 (0,056)*	-0,111 (0,056)*
Klasseniveau			
Andel af kvinder (i %)	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)	-0,002 (0,002)
Gennemsnitsalder i klassen	-0,016 (0,009)†	-0,018 (0,008)*	-0,011 (0,009)
Andel med joberfaring	0,003 (0,003)	0,003 (0,003)	0,001(0,002)
Andel med udd.-erfaring	-0,001 (0,002)	0,000 (0,002)	0,001 (0,002)
Antal elever i klassen		-0,012 (0,006)*	-0,012 (0,006)†
Lærerens alder		-0,001 (0,004)	0,000 (0,003)
Lærer-køn (0 = mand, 1 = kvinde)		0,063 (0,108)	-0,034 (0,109)
Lærer-anciennitet (i måneder)		0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Forventet karaktergennemsnit		0,047 (0,016)**	0,052 (0,014)***
Fokus (1 = teoretisk, 7 = praktisk)		0,042 (0,022)†	0,036 (0,020)†
Andel elever med indvandrerbaggrund		0,001 (0,003)	0,000 (0,003)
Grundforløb (referencegruppe = ikke angivet fagområde)			Ikke rapporteret
RMSEA/CFI/TLI:	0,021/0,987/0,981	0,020/0,982/0,976	0,019/0,975/0,967
SRMR (within/between):	0,016/0,055	0,016/0,044	0,017/0,039
χ^2	104,142	161,089	252,652
MLR-korrektionsfaktor	0,8919	0,8603	0,8272
Antal parametre	42	70	114
Forskel i χ^2 ift. Model C-I (efter MLR-justering)		56,219**	147,075***

P < 0,10 = †; P < 0,05 = *; P < 0,01 = **; P < 0,001 = ***. Antal elever/klasser: 3255/269.

Den afhængige variabel er en dobbelt latent variabel for fagligt engagement hos eleven. Intraclass-korrelationen for målekomponentet er på 18,2%. Så knap en femtedel af variationen i det faglige engagement kan tilskrives klassekonteksten.

Modellerne er estimeret med MLR-estimatoren i Mplus. Grupperingen af klasser i skoler indgår som et tredje niveau til beregning af robuste standardfejl.

verne. Målingen af engagementet er baseret på fem indikatorspørgsmål vedrørende elevernes egen oplevelse af undervisningssituationen. Tabel 4.1 viser tre trin i en regressionsmodel⁹ med fagligt engagement som afhængig variabel. På individniveau testes effekterne af køn, alder, joberfaring og uddannelseserfaring. Bortset fra alder er der tale om binære indikatorvariable, hvor 1 angiver et 'ja' og 0 et 'nej'.

På individniveau er den latente faktor for fagligt engagement tilnærmelsesvist normalfordelt med min.-værdier på ca. -3 og maks.-værdier på ca. 2,5. Den individuelle effekt af køn er signifikant på et 10%-niveau og relativt robust på tværs af de tre trin i modellen. Kvindelige elever scorer ca. 0,16 mere end mandlige elever i spektret -3 til 2,5 på den latente faktor for individuelt engagement. Alderseffekten er stærk signifikant og robust på tværs af modelspecifikationerne. En elev på 30 år scorer ca. 0,21 højere på engagements-scoren end en elev på 20 år. Tidligere erfaring fra et job øger engagementet med ca. 0,14, og tidligere erfaring fra en anden ungdomsuddannelse reducerer engagementet med ca. 0,11. Det kan hænge sammen med, at elever med uddannelseserfaring ofte har problemer med at tilpasse sig og knytte sig til et uddannelsesforløb. Mere end halvdelen af eleverne angiver at have været igennem et andet uddannelsesforløb (fx et andet grundforløb) end det aktuelle. Elever med tidligere uddannelseserfaring har måske tidligere haft negative erfaringer med andre uddannelsesforløb, og disse erfaringer kan spille ind på kursen på deres nuværende uddannelsesforløb.

På klasseniveau er der få signifikante effekter. Den latente faktor på klasseniveau er normalfordelt og er distribueret i spektret fra ca. -1 til 1. Gennemsnitsalderen i klassen har – når der ikke kontrolleres for fagområde – en svag, negativ effekt på engagementet. Ældre elevgrupper oplever i min-

⁹ Modellen er en multilevel strukturel ligningsmodel, hvor målekomponenten for den dobbelt latente afhængige variabel estimeres simultant med den centrale regressionsmodel. Målefejl er isolerede i niveauspecifikke residualer for hver indikator. Factor-loadings, (residual-)varianser og intercepter er ikke rapporteret her.

dre omfang end yngre elevgrupper at blive engagerede i undervisningen. Der er således en negativ effekt af at befinde sig i en klasse med en høj koncentration af ældre elever. Denne effekt mister signifikans, når fagområdet indgår som kontrolvariabel. Antallet af elever i klassen har – også når der kontrolleres for fagområde (Model C-III i Tabel 4.1) – en negativ effekt på engagementet i klassen. Engagementet falder således, når antallet af elever stiger. Det forventede gennemsnit for klassen er desuden en robust indikator for engagementet. Her er kausaliteten dog sandsynligvis vendt om, således at højt engagerede elevgrupper er tilbøjelige til at blive vurderet højere af lærerne. Observationerne på karaktervariablen strækker sig fra 0 til 10 og er udtryk for lærerens forventning til klassens gennemsnitskarakter på 7-trinsskalaen ved afslutning af faget.

Hverken andelen af kvinder i klassen, andelen af elever med erhvervs- eller uddannelseserfaring, lærerens køn, alder eller anciennitet samt andelen af elever med indvandrerbaggrund spiller en rolle for det faglige engagement i klassen. Intraclass-korrelationen for fagligt engagement er på 18,2%, så det er primært et individuelt fænomen, men knap en femtedel af engagementet kan alligevel tilskrives klassekonteksten.

4.2. Socialt klima, elevbaggrund og klassekontekst

Det sociale klima i klassen er vigtig for elevernes læring og tilknytning til uddannelsen. Hvis eleverne føler sig godt tilpas i klassen, er de mindre tilbøjelige til at være fraværende, og chancen for et vellykket uddannelsesforløb stiger. Det sociale klima måles – ligesom det faglige engagement – som en latent variabel på baggrund af fem indikatorspørgsmål. Variationen på den latente variabel for det sociale klima kommer til udtryk på to uafhængige niveauer: klasseniveau og individniveau. Det sociale klima på klasseniveau er elevernes samlede vurdering af det sociale klima i klassen. På individniveau er det sociale klima den enkelte elevs individuelle oplevelse af det sociale klima.

Tabel 4.2: Individuelle og kontekstuelle effekter på socialt klima

Socialt klima: betydningen af individuelle og kontekstuelle forhold

Variabel	Model D-I – Demografiske effekter på to niveauer Parameterestimer	Model D-II – Observerede kontekstuelle forhold Parameterestimer	Model D-III – Kontrol for fagområde Parameterestimer
Individniveau			
Kvinde (mand = 0)	0,032 (0,079)	0,033 (0,079)	0,032 (0,079)
Alder	0,001 (0,003)	0,001 (0,003)	0,001 (0,003)
Joberfaring	-0,056 (0,035)	-0,056 (0,035)	-0,056 (0,035)
Uddannelseserfaring	-0,131 (0,041)***	-0,131 (0,041)***	-0,131 (0,041)***
Klasseniveau			
Andel af kvinder (i %)	-0,009 (0,002)***	-0,009 (0,002)***	-0,009 (0,002)***
Gennemsnitsalder i klassen	0,021 (0,024)	0,017 (0,024)	0,031 (0,022)
Andel med joberfaring	0,010 (0,003)**	0,011 (0,003)***	0,009(0,003)***
Andel med udd.-erfaring	0,005 (0,003)	0,005 (0,003)	0,004 (0,002)
Antal elever i klassen		-0,016 (0,010)†	-0,010 (0,010)
Lærerens alder		0,004 (0,006)	0,002 (0,006)
Lærer-køn (0 = mand, 1 = kvinde)		0,019 (0,152)	0,035 (0,138)
Lærer-anciennitet (i måneder)		0,001 (0,001)†	0,001 (0,001)
Forventet karaktergennemsnit		0,014 (0,024)	0,011 (0,023)
Fokus (1 = teoretisk, 7 = praktisk)		0,045 (0,030)	0,026 (0,029)
Andel elever med indvandrerbaggrund		-0,005 (0,004)	-0,003 (0,004)
Grundforløb (referencegruppe = ikke angivet fagområde)			Ikke rapporteret
RMSEA/CFI/TLI:	0,037/0,946/0,919	0,032/0,939/0,915	0,029/0,927/0,902
SRMR (within/between):	0,034/0,065	0,035/0,049	0,034/0,040
χ^2	221,642	290,087	411,776
MLR-korrektionsfaktor	0,9405	0,9176	0,8252
Antal parametre	40	68	112
Forskel i χ^2 ift. Model D-I (efter MLR-justering) =		65,240***	172,560***

P <0,10 = †; P <0,05 = *; P <0,01 = **; P <0,001 = ***. Antal elever/klasser: 3252/268.

Den afhængige variabel er en dobbelt latent variabel for elevernes oplevelse af det sociale klima. Intraclass-korrelationen for målekomponenten er på 47,6% (59,4% efter korrelation af to sæt residualvarianser på individniveau estimeres). Så omkring halvdelen af variationen i oplevelsen af det sociale klima kan tilskrives klassekonteksten. Det er således en udpræget kontekstvariabel.

Modellerne er estimeret med MLR-estimatoren i Mplus. Grupperingen af klasser i skoler indgår som et tredje niveau til beregning af robuste standardfejl.

Tabel 4.2 viser resultaterne fra en model, hvor forklarende variable tilføjes i tre trin. Tre effekter er stærkt signifikante og robuste. Uddannelseserfaring reducerer den enkelte elevs oplevelse af det sociale klima. Elever, som før har været i gang med en anden uddannelse, oplever således det sociale klima som dårligere end eleverne uden tidligere erfaring fra uddannelsessystemet. Effekten er sandsynligvis ikke en direkte effekt mellem uddannelseserfaring og en dårlig oplevelse af det sociale klima. Derimod kan man forestille sig, at elever som generelt har svært ved at falde til på en uddannelse også har en dårligere oplevelse af det sociale klima.

På individniveau er det sociale klima tilnærmelsesvist normalfordistribueret med en min.-værdi på ca. -2,7 og en maks.-værdi på ca. 1,7. Effekten er på individniveau, og variationerne på de to analyseniveauer er uafhængige af hinanden. Der er således tale om den enkelte elevs afvigelse fra klassens gennemsnitlige oplevelse af det sociale klima. Dette peger på, at elever med en historik af afbrudte uddannelsesforløb og uddannelsesskift kan have et øget behov for støtte for at falde til på grundforløbet. Størstedelen (62%) af eleverne i stikprøven angiver, at de har erfaring fra et andet uddannelsesforløb, så man kan forestille sig, at effekten er mere udtalt for de elever, som har en lang række mislykkede uddannelsesforløb bag sig. Da variabelen er en binær indikatorvariabel, har vi ikke haft mulighed for at undersøge dette. Hverken elevernes alder, køn eller jobberfaring har mærkbare effekter på deres individuelle oplevelse af det sociale klima i klassen.

På klasseniveau er der en negativ effekt af andelen af kvinder i klassen. Når andelen af kvinder i klassen stiger med fx 10%, så falder vurderingen af det sociale klima med ca. 0,09. Den latente variabel for det sociale klima på klasseniveau er tilnærmelsesvist normalfordistribueret med en min.-værdi på ca. -2,5 og en maks.-værdi på ca. 2,5. En klasse med 100% kvindelige elever vil dermed have et socialt klima, som ligger ca. 0,9 lavere i spektret -2,5 til 2,5 end en klasse med udelukkende mandlige elever. Effekten er robust, når der kontrolleres for fagområde, så det gælder både for mekaniker- og

frisørelever, at det sociale klima opleves som bedre i klasser med en høj koncentration af kvindelige elever.

Desuden har det en positiv effekt på det sociale klima, når andelen af elever med tidligere joberfaring i klassen stiger. Det peger på, at elever, som tidligere har været engageret på en arbejdsplads, er bedre til at skabe et godt socialt miljø i klassen. Der er kontrolleret for alder på begge analyseniveauer, så effekten er udelukkende relateret til, om eleverne har erhvervs erfaring eller ej. Det tyder på, at erfaring fra et job er med til at modne eleverne, så de i højere grad er parate til at træde ind i en uddannelses kontekst.

En øget anciennitet hos underviseren har en svagt signifikant positiv effekt (Model D-II) på det sociale klima, mens et øget antal af elever i klassen har en tendens til at reducere det sociale klima. Ingen af effekterne er signifikante på et 10%-niveau efter kontrol for fagområde. Hverken alderssammensætningen, andelen af elever med uddannelses erfaring, lærerens køn, lærerens alder, det forventede karaktergennemsnit i klassen, undervisningens fokus eller andelen af elever med indvandrerbaggrund er mærkbart relateret til det sociale klima i klassen.

5. Faglig selvtillid og køn

En positiv opfattelse af egne faglige evner er en vigtig forudsætning for en god lærings- og uddannelsesproces. Elever med en faglig selvtillid og en tro på at de kan finde ud af faget, er bedre rustet til at gennemføre en uddannelse end elever, som tvivler meget på egne evner. En høj faglig selvtillid hænger sammen med fx en lav fraværsrate og med et højt niveau af faglig engagement.

I dette afsnit undersøges sammenhængen mellem køn og selvopfattede evner, og hvordan denne sammenhæng påvirkes af klassekonteksten. Mere specifikt undersøges den modererende effekt af lærerens køn. Hypotesen er, at elevernes faglige selvtillid øges, hvis de har samme køn som læreren. En kvindelig elevs faglige selvtillid antages dermed at stige, hvis underviseren også er en kvinde ift. hvis underviseren var en mand.

De selvopfattede faglige evner måles her som en latent variabel på to niveauer. Se Appendikset (side 42) for information om modelering af de latente variable og Tabel A1 (side 43) for en oversigt over de anvendte observerede variable. På elevniveau er de selvopfattede evner et udtryk for elevens individuelle opfattelse af egne evner, efter der er kontrolleret for en eventuel klasseeffekt. Klasseniveauet udtrykker klassens samlede niveau af selvopfattede evner. Målingen er baseret på fem indikatorvariable, hvor af kun tre af dem anvendes aktiv på klasseniveauet.¹⁰

Omkring 6,1% af variationen på den latente variabel for selvopfattede

¹⁰ En indledende konfirmatorisk faktoranalyse viste, at den faglige selvtillid på klasseniveau ikke er signifikant relateret til de to indikatorvariable som ikke indgår i målekomponenten på klasseniveau ("I forhold til de andre i klassen er jeg dårligere til faget" og "Jeg tror, jeg klarer faget bedre end andre elever i denne klasse"). De to variable beskæftiger sig desuden eksplicit med elevernes selvopfattede evner i forhold til de andre elever i samme klasse. De udtrykker således en variation, som teoretisk knyttes til individniveauet, og derfor kræver de en anden type fortolkning når de aggregeres til klasseniveau, end de tre resterende indikatorvariable.

evner kan tilskrives klassetilhørsforholdet. Langt størstedelen af variationen sker dermed på individniveau. Selvopfattede evner er således næsten udelukkende et individuelt fænomen.

5.1. Interaktioner mellem elevkøn, lærerkøn og faglig selvtillid

Der præsenteres i Tabel 5.1 tre modeller, Z-I, Z-II og Z-III. Den MLR-justerede χ^2 -test for de tre modeller peger på Model Z-III som den mest korrekte fremstilling af det observerede datamateriale. Akaikes og det bayesiske informationskriterie peger på hhv. Model Z-II og Z-I som de mest optimale modelspecifikationer. Dette hænger sammen med de forskellige fitindeks' håndtering af modelkompleksitet, hvor især det bayesiske er følsom overfor en stigning i frie parametre. MLR-justeringen af χ^2 -testen tager højde for heteroskedasticitet. På baggrund af både fitindeks og hensynet til parsimoni fokuseres der i analysen og i den grafiske model (se Figur 5.1) på Model Z-II.

Den første tester den direkte effekt af lærerens køn på klassens selvopfattede evner. Den anden model tester ovenstående hovedhypotese i en *random slope*-model, hvor effekten af køn på selvopfattede evner varierer afhængig af underviserens køn. Den tredje model er også specificeret med en *random slope*, men her tilføjes også kønssammensætning og fagretningen som kontrolvariable på slopen. Joberfaring, alder og kønssammensætning indgår som kontrolvariable i alle tre modeller. Diagrammet i Figur 5.1 viser modelspecifikationen og estimater for model Z-II.

Som det fremgår af resultaterne fra Model Z-I har kvindelige elever overordnet set en lavere faglig selvtillid sammenlignet med mandlige elever. Selvopfattede evner fordeler sig på individniveau i spektret -3,8 til 1,9. Kvindelige elever scorer overordnet set 0,133 lavere end mandlige elever på denne skala. På klasseniveau er der ingen signifikant direkte effekt af hverken kønssammensætningen i klassen eller lærerens køn på de selvopfattede evner.

Tabel 5.1: Selvføttede evner og kønsdynamikker

Strukturelle ligningsmodeller for selvføttede evner

Variabel	Model Z-I – Direkte effekter Parameterestimer	Model Z-II – Random slope Parameterestimer	Model Z-III – Kontrol for fagområde og kønssammensætning Parameterestimer
Individniveau			
Kvinde (mand = 0)	-0,133 (0,052)*	(random slope)	(random slope)
Alder	-0,001 (0,004)	-0,001 (0,004)	-0,001 (0,004)
Jobberfaring	0,202 (0,039)***	0,205 (0,039)***	0,202 (0,038)***
Klasseniveau			
Lærerens køn (mand = 0)	-0,038 (0,086)	-0,075 (0,091)	-0,051 (0,085)
Andel af kvinder (i %)	0,002 (0,001)	0,002 (0,001)	0,001 (0,001)
Gennemsnitsalder i klassen	0,010 (0,005)†	0,010 (0,005)†	0,012 (0,006)*
<i>Random slope-estimer</i>			
Intercept for slopen		-0,230 (0,054)***	-0,403 (0,170)*
Lærerens køn som forklarende variabel på slopen		0,177 (0,065)**	0,166 (0,064)**
Kovarians mellem slope og intercept		-0,016 (0,013)	-0,014 (0,013)
Kontrol for fagområde (både på slope og slopens intercept)			(vises ikke)
Kontrol for kønssammensætning (både på slope og slopens intercept)			(vises ikke)
Akaike's	49203,996	49199,629	49209,906
Bayesian	49350,876	49364,869	49515,906
Log-likelihood	-24577,998	-24572,815	-24554,953
MLR-korrektionsfaktor	1,8487	1,6889	1,2928
Antal parametre	24	27	50
Forskel i χ^2 ift. foregående model (efter MLR-justering):		25,2521***	43,1547**
P < 0,10 = †; P < 0,05 = *; P < 0,01 = **; P < 0,001 = ***. Antal elever/klasser: 3361/277.			

Selvøttede evner er den afhængige variabel. Den estimeres på baggrund af fem indikatorspørgsmål (se Appendiks s. 43 for uddybende information). Andelen af kvinder er *grand mean*-centreret.

Modellerne er estimeret med MLR-estimatoren i Mplus. Beregningen af standardfejl tager højde for klassernes grupperinger i skoler.

Modellen modificeres, så effekten af køn på selvopfattede evner i Model Z-II varierer på tværs af klasser. Interceptet for slopen i Model Z-II indikerer den faglige selvtillid for kvindelige elever, når underviseren ikke er kvinde. Kvindelige elever i klasser med en mandlig underviser, har dermed lavere selvopfattede evner sammenlignet med mandlige elever. Reduktionen er i størrelsesordenen $-0,230$ i spektret $-3,8$ til $1,9$. Til sammenligning er effekten af jobberfaring en positiv forøgelse af den faglige selvtillid på ca. $0,205$. Lærerens køn indgår i modellen som forklarende variabel på slopen. Estimatet for denne interaktionseffekt er på $0,177$. Det betyder, at kvindelige lærere kan kompensere for en stor del af de kvindelige elevers relativt lave faglige selvtillid. Kvindelige elever har altså en markant lavere faglig selvtillid end mandlige elever, men når lærerens også er kvinde reduceres denne forskel på mænd og kvinders faglige selvtillid til ca. $-0,053$ (intercept + slope = $-0,230 + 0,177 = -0,053$).

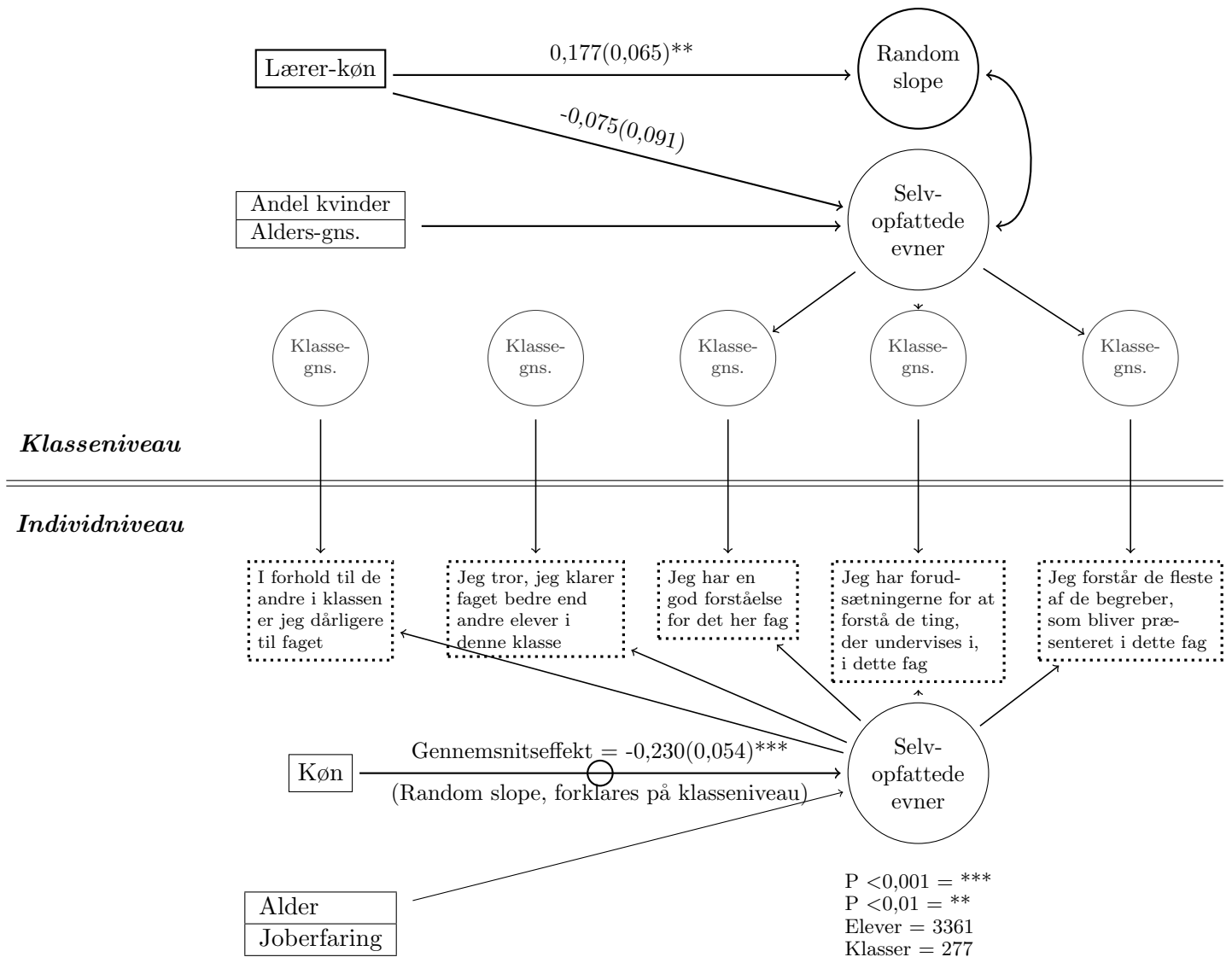
Overordnet set har kvindelige elever således en lavere faglige selvtillid end mandlige elever. Denne tendens forstærkes, når underviseren er mand. Til gengæld kan en kvindelig lærer i et vist omfang kompensere for denne kønsmæssige skævhed, således at kvindelige elevers faglige selvtillid kun ligger lidt under de mandlige elevers, når læreren er en kvinde. Det kan pege på, at især de kvindelige elevers uddannelseschancer kan styrkes, hvis også kønssammensætningen blandt lærerne på erhvervsskolerne i højere grad afspejler det omgivende samfund.¹¹

5.2. Kønsinteraktioner efter kontrol for fagområde

Interaktionseffekten kan dog også være et udtryk for den kønsmæssige segregering som sker indenfor de forskellige fagområder i erhvervsskolen. I model Z-III kontrolleres der både for andelen af kvinder i klassen (i %) og for typen af fagområde. Typen af fagområde indgår i form af 11 dummy-

¹¹ Som det fremgår af Tabel A1 og A2 i Appendikset (se side 42) er andelen af kvindelige lærere på knap 27%, mens andelen af kvindelige elever er på godt 28%.

Figur 5.1: Betydningen af lærerens køn for sammenhængende mellem elevkøn og selvopfattede faglige evner – strukturel ligningsmodel med random intercept og slope.



Factor-loadings, estimater for demografiske variable, estimater for kovarianser, varianser og residualvarianser er udeladt fra den grafiske fremstilling. Intraclass-korrelationen for selvopfattede evner er på 6,1%. Estimaterne er ustandardiserede og er baseret på Model Z-II. Modellen er estimeret i Mplus med MLR-estimatoren. Standardfejl står i parentes og er robuste i forhold til klassernes gruppering i skoler.

variable, én for hvert grundforløb. Referencekategorien er klasser på ukendte eller ikke oplyste grundforløb.

Resultaterne fra Model Z-III viser, at kønseffekten, som blev identificeret i den foregående model, kun bliver mere udtalt, når der kontrolleres for kønssammensætning¹² og for fagområde. Interceptet på slopen er reduceret til -0,403, hvilket betyder, at kvindelige elever i en klasse med en mandlig lærer har en fagligt selvtillid der ligger omkring -0,403 under de mandlige elevers i spektret -3,8 til 1,9. Når læreren er kvinde reduceres denne forskel med 0,166, så kvindelige elever i en klasse med en kvindelige lærer har en faglig selvtillid, som ligger ca. -0,237 under de mandlige elevers faglige selvtillid i samme klasse. Den kønsmæssige skævhed i de selvopfattede evner forstærkes dermed yderligere, når der kontrolleres for fagområde og kønssammensætning i klassen.¹³ At underviseren er en kvinde kan dermed kun kompensere for en mindre del af de kvindelige elevers relativt lave faglige selvtillid.

De kvindelige elevers lave vurdering af egne evner er dermed et problem, som ikke knytter sig til bestemte fag eller til klassens kønssammensætning. Tilsyneladende er der således tale om en mere strukturel forskel mellem de to køn, som der dog muligvis kan kompenseres for ved fx at øge andelen af kvindelige lærere.

¹² Estimerne for effekterne af kønssammensætningen vises ikke i tabellen, men der er ingen signifikant effekt på hverken slope eller interceptet for slopen.

¹³ Beregningerne af fagområdets betydning for slope og interceptet er ikke gengivet i tabellen af hensyn til overskueligheden (der er tale om 22 ekstra parametre). De signifikante effekter peger dog på, at kvindelige elever på grundforløbene 'Krop og stil' og 'Transport og logistik' har en højere faglig selvtillid end deres mandlige klassekammerater (hhv. $\beta = 0,777$ og $\beta = 0,460$), da begge parametre for effekten på slopen overstiger slopens intercept på $-0,403$ (baselineeffekten af at være kvindelig elev). På grundforløbet 'Mad til mennesker' er effekten en lille smule mindre ($\beta = 0,302$), dvs. forskellen på kvindelige og mandlige elevers selvopfattede evner på dette grundforløb er på ca. $-0,101$ (intercept + slope = $-0,403 + 0,302 = -0,101$)

6. Lærerens faglige evner og dedikation

Dette afsnit fokuserer på, hvordan eleverne opfatter lærerens faglige evner og hvilke lærerkaraktistika, der er forbundet med elevernes oplevelse af lærerens evner. At have en god lærer har afgørende betydning for læringsprocessen, men også for elevernes engagement i faget og deres muligheder på længere sigt for at opnå en faglig identitet og stolthed. Analysen fokuserer på klasseniveauet, dvs. den variation som forekommer mellem klasser. Den afhængige variabel er latent og udtrykker lærerens faglige evner. Den er dannet på baggrund af følgende fire indikatorspørgsmål, som eleverne har besvaret omkring læreren:

- ”Hvordan vurderer du din lærers faglige evner?”,
- ”Hvordan vurderer du kvaliteten af din lærers undervisning?”,
- ”Hvordan vurderer du din lærers generelle evner som lærer?”,
- ”Hvordan vurderer du din lærers evner til at forklare faglige ting?”

Svarene er givet på en skala fra 1 til 7, hvor 7 er ”Virkelig gode” og 1 er ”Virkelig dårlige”. Klassens gennemsnitlige vurdering er isoleret fra individuelle variationer på elevvurderingerne, og det er denne gennemsnitlige vurdering per klasse, som udgør responsvariablen. Den effektive stikprøve består dermed af 276 klasser.

6.1. Betydningen af demografi og anciennitet

Tabel 6.1 viser resultaterne fra tre trin i en regressionsmodel med lærerens faglig evner som afhængig variabel. Når der ikke kontrolleres for fagområde og lærerrapporterede latente variable, er der en svagt signifikant ($P = 0,094$) positiv effekt for køn. Kvindelige lærere opfattes af eleverne som

mere fagligt dygtige end deres mandlige kolleger. Hverken lærerens alder eller anciennitet har mærkbar betydning for elevernes oplevelse af deres faglige evner. Den afhængige variabel er tilnærmelsesvis normalfordelt med min.- og maks.-værdier på ca. -1,4 og 0,9.

6.2. Dedikation, arbejdspress og fokus på sociale aktiviteter

Lærerdedikation, arbejdspress og fokus på sociale aktiviteter i undervisningen er latente variable, som måles på klasseniveau. De er dannet på baggrund af indikatorvariable fra det spørgeskema, som lærerne har modtaget.¹⁴ Resultaterne fra Model E-II viser, at lærerens dedikation har en positiv og stærkt signifikant effekt på elevernes oplevelse af læreren som fagligt dygtig. Effekten er robust, når der kontrolleres for fagområde. Det selvrapporterede arbejdspress hos læreren har ingen signifikant effekt på elevernes oplevelse af lærerens faglige evner. Det har heller ingen betydning for elevernes vurdering af lærerens faglige evner, om læreren gør meget ud af at styrke det sociale sammenhold ved at lave sociale aktiviteter i klassen.

¹⁴ Se appendikset for uddybende information om indikatorspørgsmål og metode.

Tabel 6.1: Opfattelsen af lærerens faglige evner

<u>Lærerens faglige evner: betydningen af demografi, anciennitet og latente variable</u>			
	Model E-I – Demografi og anciennitet	Model E-II – Uobserverede (latente) variable	Model E-III – Kontrol for fagområde
Variabel	Parameterestimer	Parameterestimer	Parameterestimer
Klasseniveau			
Lærerens alder	-0,001 (0,005)	-0,001 (0,005)	0,000 (0,004)
Lærer-køn (0 = mand, 1 = kvinde)	0,104 (0,062)†	0,100 (0,064)	0,018 (0,091)
Lærer-anciennitet (i måneder)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
<i>Lærerrapporterede latente variable (standardiserede koefficienter:)</i>			
Sociale aktiviteter		-0,067 (0,065)	-0,105 (0,067)
Læreredikation		0,159 (0,060)**	0,162 (0,057)**
Arbejdspres		-0,009 (0,077)	0,043 (0,081)
Grundforløb (referencegruppe = ikke angivet fagområde)			Ikke rapporteret
RMSEA/CFI/TLI:	0,022/0,997/0,994	0,017/0,981/0,978	0,016/0,971/0,968
SRMR (within/between):	0,004/0,040	0,004/0,057	0,004/0,055
χ^2	33,459	318,939	632,111
MLR-korrektionsfaktor	1,3018	0,9979	0,8819
Antal parametre	13	163	339
Forskel i χ^2 ift. Model E-I (efter MLR-justering) =		282,7532***	593,9993***

P < 0,10 = †; P < 0,05 = *; P < 0,01 = **; P < 0,001 = ***. Antal elever/antal klasser: 3364/276.

Den afhængige variabel er det øvre niveau i en dobbelt latent variabel for elevernes oplevelse af lærerens faglige evner. Intraclass-korrelationen for målekomponenten er på 24,3%, så omkring en fjerdedel af variationen i oplevelsen af lærerens faglige evner kan tilskrives klasseniveauet. Analysen beskæftiger sig netop med klasseniveauet, og individniveauet indgår kun som en del af målekomponenten for lærerens faglige evner. Der kontrolleres dermed for enkelte elevers subjektive oplevelse af lærerens faglige evner.

Modellerne er estimeret med MLR-estimatoren i Mplus. Grupperingen af klasser i skoler indgår som et tredje niveau til beregning af robuste standardfejl.

Litteratur

- [Bosker & Snijders, 2009] Bosker, Roel J. & Tom A. B. Snijders, (1999): *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*. Sage.
- [De Witte & Csillag, 2012] De Witte, Kristof & Marton Csillag (2012): "Does anybody notice? On the impact of improved truancy reporting on school dropout" i *Education Economics*, iFirst, 1-20
- [Fredericks et al., 2004] Fredericks, J. A., Blumenfeld, P. C., & Paris, A. H. (2004). "School engagement: Potential of the concept, state of the evidence" i *Review of Educational Research*, vol. 74, nr.1, s. 59-109.
- [Hox, Maas & Matthieu, 2010] Hox, Joop J., Cora J. M. Maas & Matthieu J. S. Brinkhuis (2010): "The effect of estimation method and sample size in multilevel structural equation modeling" i *Statistica Neerlandica*. Vol. 64, nr. 2. s. 157-170.
- [Jöreskog, 1978] Jöreskog, Karl G. (1978): "Structural analysis of covariance and correlation matrices" i *Psychometrika*, vol. 43, nr. 4, december 1978.
- [Li & Beretvas, 2013] Li, Xin & S. Natasha Beretvas (2013): "Sample Size Limits for Estimating Upper Level Mediation Models Using Multilevel SEM" i *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 20:2, 241-264.
- [Marsh et al., 2009] Marsh, Herbert W. et al. (2009): "Doubly-Latent Models of School Contextual Effects: Integrating Multilevel and Structural Equation Approaches to Control Measurement and Sampling Error" i *Multivariate Behavioral Research*, 44:6, 764-802.

- [Muthén, 1994] Muthén, Bengt O., (1994): "Multilevel covariance structure analysis" i *Sociological Methods and Research*, vol. 2, nr. 3, s. 376-398.
- [Muthén & Satorra, 1995] Muthén, Bengt O. & Albert Satorra (1995): "Complex Sample Data in Structural Equation Modeling" i *Sociological Methodology*, vol. 25, s. 267-316
- [Muthén, 2002] Muthén, Bengt O. (2002): "Beyond SEM: General Latent Variable Modeling" i *Behaviormetrika*, vol. 29. nr. 1, s. 81-117.
- [Muthén, 2004] Muthén, Bengt O. (2004): *Mplus Technical Appendices*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén. Kan hentes fra <http://www.statmodel.com/download/techappen.pdf>.
- [Preacher et al., 2010] Preacher, Kristopher J., Michael J. Zyphur & Zhen Zhang (2010): "A General Multilevel SEM Framework for Assessing Multilevel Mediation" i *Psychological Methods*, 2010, vol. 15, nr. 3, 209–233.
- [Undervisningsministeriet, 2014] Undervisningsministeriet (2014): "Fuldførelsesprocenter på uddannelsesgrupper eller uddannelser i uddannelsessystemet". Statistik hentet fra <http://statweb.uni-c.dk/Databanken/uvmDataWeb/ShowReport.aspx?report=EAK-ffpct-uddannelse>.
- [White, 1980] White, Halbert (1980): "A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity" i *Econometrica*, vol. 48, nr. 4. s. 817-836.

Appendiks

Variabelbeskrivelser og indikatorspørgsmål

Tabel A1 og Tabel A2 beskriver de observerede variable, som er brugt i analysen. En del af de anvendte variable er latente. Det vil sige, at de ikke kan observeres direkte, men må måles indirekte ved hjælp af indikatorspørgsmål. Indikatorvariablene for de respektive latente variable er beskrevet i tabellerne herunder. Fagligt engagement, socialt klima og lærerens faglige evner måles på individniveau, mens de lærerrapporterede variable er målt på klasseniveau via lærerbesvarelserne. I alle tilfælde går skalaen fra 1 ("Helt uenig") til 7 ("Helt enig").¹⁵ Enkelte spørgsmål er negativt ladede og er derfor vendt om i analysen.

¹⁵ For vurderingen af lærerens faglige evner går skalaen også fra 1 til 7, men formuleringen er lidt anderledes. Se side 37 for detaljer.

Tabel A1: Variabelbeskrivelse for observerede variable på individniveau

Variabelnavn	Observationer	Middelværdi	Std. Afv.	Min.-værdi	Maks.-værdi
Skole-ID	3617	15,16063	6,647777	1	25
Klasse-ID	3617	159,7979	87,83121	3	309
Kvinde	3612	0,2829457	0,4504927	0	1
Alder	3591	21,79588	6,797291	14	60
Joberfaring	3599	0,4601278	0,4984769	0	1
Udd.-erfaring	3597	0,618293	0,4858728	0	1
Fravær (1 = 'ja')	2700	0,2633333	0,4405233	0	1
Antal fraværstimer (i det pågældende fag i den forgangne uge)	3065	1,714519	4,396296	0	40
<i>Fagligt engagement hos eleven</i>					
"Jeg synes undervisningen er meget interessant"	3562	5,532004	1,280714	1	7
"Undervisningen inspirerer mig"	3535	5,229986	1,363069	1	7
"Jeg synes at undervisningen i dette fag er kedelig"	3530	5,132295	1,605214	1	7
"For mig er dette fag udfordrende"	3526	5,078559	1,519167	1	7
"Undervisningen i dette fag giver god mening for mig"	3530	5,604249	1,231049	1	7
<i>Socialt klima</i>					
"Der er mange konflikter i klassen"	3542	5,347826	1,601986	1	7
"Vi kommer generelt godt ud af det med hinanden"	3531	5,903993	1,091358	1	7
"Der er ofte nogen i klassen, som skændes med hinanden"	3528	5,150794	1,724404	1	7
"Vi har ingen problemer med hinanden"	3527	4,963141	1,748284	1	7
"Vi er gode til at arbejde sammen i grupper"	3530	5,496601	1,273624	1	7
<i>Selvopfattede evner</i>					
"I forhold til de andre i klassen er jeg dårligere til faget"	3517	5,185954	1,531095	1	7
"Jeg tror, jeg klarer faget bedre end andre elever i denne klasse"	3509	4,234255	1,499662	1	7
"Jeg har en god forståelse for det her fag"	3534	5,681664	1,08653	1	7
"Jeg har forudsætningerne for at forstå de ting, der undervises i, i dette fag"	3485	5,643902	1,071106	1	7
"Jeg forstår de fleste af de begreber, som bliver præsenteret i dette fag"	3523	5,500993	1,151345	1	7
<i>Lærers faglige evner</i>					
"Hvordan vurderer du din lærers faglige evner?"	3553	5,653251	1,18678	1	7
"Hvordan vurderer du kvaliteten af din lærers undervisning?"	3554	5,601576	1,231429	1	7
"Hvordan vurderer du din lærers generelle evner som lærer?"	3542	5,950311	1,126214	1	7
"Hvordan vurderer du din lærers evner til at forklare faglige ting?"	3544	5,612302	1,224146	1	7

Tabel A2: Variabelbeskrivelse for observerede variable på klasseniveau

Variabelnavn	Observationer	Middelværdi	Std. Afv.	Min.-værdi	Maks.-værdi
Andel af kvinder	280	25,37857	31,09541	0	100
Andel af elever med indvandrerbaggrund	280	9,628571	12,86536	0	100
Gennemsnitsalder	289	21,95317	3,907984	16,63636	43,45454
Uddannelsesretning (kategorisk)	289	4,685121	3,184351	0	11
Andel med jobberfaring	289	46,42786	21,76419	0	100
Andel med udd.-erfaring	289	62,70963	23,74015	0	100
Antal elever i klassen	289	12,51557	4,782121	5	34
Lærer-alder	276	45,19928	9,456511	4	64
Lærer-køn (0 = mand, 1 = kvinde)	278	0,2697842	0,444648	0	1
Anciennitet (i mdr.)	280	95,1	90,62691	0	385
Fokus (1 = teoretisk, 7 = praktisk)	276	4,525362	1,362915	1	7
Forventet gennemsnit	275	6,527273	1,924245	0	10
<i>Læreredikation</i>					
"Mit job er udfordrende for mig"	277	6,018051	1,098269	0	7
"Mit job inspirerer mig"	277	5,981949	1,06136	0	7
"Jeg er entusiastisk omkring mit job"	277	6,064982	1,054374	0	7
"Jeg er stolt af det arbejde, jeg laver"	277	6,144404	1,056765	0	7
"Jeg oplever, at mit job er fuld af mening og indhold"	277	5,981949	1,17786	0	7
<i>Arbejdspres</i>					
"Jeg bliver anspændt af mit job"	277	4,018051	1,68423	0	7
"Dele af mit arbejde er kilde til frustration for mig"	277	4,595668	1,765937	0	7
"Mit arbejde er ikke stressende"	277	4,462094	1,651582	1	8
"Jeg føler mig aldrig presset på mit arbejde"	277	4,909747	1,438024	1	8
<i>Sociale aktiviteter i klassen</i>					
"Vi har mange sociale aktiviteter i klassen"	274	3,448905	1,472314	1	7
"I denne klasse gør vi en meget aktiv indsats, for at eleverne skal komme godt ud af det med hinanden"	276	5,405797	1,221848	1	7
"I denne klasse overvejer jeg ofte, hvilke aktiviteter som kan fremme klassens sociale klima"	275	4,847273	1,426528	1	7
"I denne klasse fokuserer vi primært på faglige aktiviteter"	275	2,880000	1,346854	1	7

Metodebeskrivelse

I det følgende præsenteres den anvendte metode. Af hensyn til overskueligheden fokuseres der på tre centrale aspekter af metoden hver for sig. Først skitseres principperne i statistisk modellering af hierarkiske data, derefter introduceres idéen om latente variable og faktorer, og endelig beskrives strukturelle ligningsmodeller i en situation med hierarkisk data og latente variable.

Hierarkiske, lineære modeller

En simpel lineær regressionmodel på ét enkelt niveau ($y = a + b \cdot x + e$) kan udvides til en multilevelmodel (se fx Bosker & Snijders (1999)) ved at lade interceptet variere på tværs af klasser og ved at lade variationen på den afhængige og uafhængige variabel forekomme på begge niveauer (både *between* (mellem klasser) og *within* (i klasser)). Dette illustreres i følgende regressionsmodel:

$$y_{ij} = a_j + bx_{ij} + e_{ij}, \quad (6.1)$$

hvor scoren på den afhængige variabel for individet i i klassen j afhænger dels af det niveauspecifikke residual e_{ij} , dels af et intercept a_j , og dels af regressionskoefficienten b for den uafhængige variable x , som her varierer på individniveau. Interceptet i formuleringen (6.1) varierer på tværs af klasser, mens koefficienten for den uafhængige variabel er konstant på tværs af klasser. Af den grund kaldes formuleringen for en random intercept-model, idet man lader interceptet (skæringspunktet i baseline-situationen (når værdien på den uafhængige variabel er 0)) variere fra klasse til klasse. Model B-I og B-II er random intercept-modeller.

Hvis også regressionskoefficienten for den uafhængige variabel antages at variere på tværs af klasser, kaldes modellen for en random slope model, idet at hældningskoefficienten (slopen) for forholdet mellem x og y ikke længere antages at være ensartet på tværs af klasser. Både interceptet og slopen kan forklares ved hjælp af uafhængige variable. Model B-III (Tabel 2.2) er netop

et forsøg på dette. En lettere simplificeret model for forbindelsen mellem fravær og køn (med alder som den eneste kontrolvariabel) kan formuleres som:

$$\begin{aligned}\log(\text{Fravær}_{ij}) &= \beta_{0j} + \beta_{1j}\text{Køn}_{ij} + \beta_{2j}\text{Alder}_{ij} + e_{ij} \\ \beta_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01}\text{Aldersgennemsnit}_j + u_{0j} \\ \beta_{1j} &= \gamma_{10} + \gamma_{11}\text{Andel af kvinder}_j + u_{1j}\end{aligned}\quad (6.2)$$

Her er de to random parametre (intercept og slope) angivet ved hhv. β_{0j} og β_{1j} . Interceptet β_{0j} bestemmes af aldersgennemsnittet i klassen. γ_{00} er interceptet, når gennemsnitsalderen er 0. Fejlleddet u_{0j} er uforklaret (residual) varians for interceptet. Slopen β_{1j} modereres her af andelen af kvinder i klassen. γ_{10} er interceptet på slopen, dvs. den gennemgående regressionskoefficient for køn, når andelen af kvinder i klassen er 0 (eller gennemsnitlig hvis der grand-mean-centreres). γ_{11} udtrykker den modererende effekt af andelen af kvinder i klassen. Forskellen i forhold til formuleringen (6.1) er, at variationen på både interceptet og slopen forklares ved hjælp af en uafhængig variabel.

En hierarkisk model gør det således muligt at diskriminere mellem variationer, der forekommer på forskellige niveauer. Den præcise forandring i forhold til en ikke-hierarkisk model er, at antagelsen om uafhængighed mellem observationer (fx elevers score på en variabel) kan overskrides, idet at individerne i en given gruppe nu antages at være mere lig hinanden end individer på tværs af grupperne.

Intraclass-korrelation

En anden måde at anskue det på er ved at se grupperingen som en forklarende variabel, dvs. at man blot ved at angive respondenternes gruppetilknytning kan forklare en del af variansen på en given afhængig variabel. En sådan model uden traditionelle forklarende variable, men med en cluster-variabel der angiver grupperingerne, kaldes en tom model eller en

varianskomponent-model. Formålet med sådan en model kan være at undersøge, i hvilket omfang grupperingen i fx klasser kan forklare variationen på den undersøgte variabel. Denne sammenhæng internt i en gruppe kan udtrykkes ved hjælp af en intraclass-korrelations-koefficient (ICC), som angiver hvor meget af den samlede varians på en variabel, der kan tilskrives grupperingen af fx individer i klasseværelser: $ICC = \frac{V_j}{V_T} = \frac{V_j}{V_i + V_j}$. Således udtrykker intraclass-korrelations-koefficienten ratioen mellem variansen på et specifikt analyseniveau og den totale varians T .

Konfirmativ faktoranalyse

En del af analyserne beskæftiger sig med latente (uobserverede) variable. De adskiller sig fra observerbare variable, idet de ikke kan observeres direkte, men i stedet må måles indirekte ved hjælp af indikatorspørgsmål. Grundidéen er, at flere observerede elementer har en underliggende faktor til fælles – en *common factor* – som kommer til udtryk ved inter-item korrelation, dvs. situationen hvor et sæt af indikatorvariable korrelerer indbyrdes med hinanden. Samvariationen mellem flere indikatorvariable anses altså som et tegn på, at et underliggende, skjult fænomen kommer til udtryk igennem det pågældende sæt af observerede variable.

Faktoranalysen indgår i analyserne som målekomponenter for de latente variable. Man kan beskrive en faktormodel ved hjælp af matrixalgebra, da man i teknisk forstand opererer med en vektor af afhængige variable, en vektor af residualer, en vektor af intercepter og en matrice eller vektor af factor-loadings. Årsagen er, at en reflektiv faktor er en særlig form for lineær regression, hvor flere observerede variable på én gang forklares af den uobserverede, latente variabel:

$$\mathbf{Y}_i = \mathbf{v} + \mathbf{\Lambda}\eta_i + \boldsymbol{\epsilon}_i \quad (6.3)$$

Her er \mathbf{Y} en vektor af k observerede variable (indikatorvariable), η er en $k \cdot m$ -dimensionel vektor af latente variable, der varierer mellem individer, \mathbf{v} er en k -dimensionel vektor af intercepter, $\mathbf{\Lambda}$ er en $k \cdot m$ -dimensionel matrice

af factor-loadings (dvs. standardiserede regressionskoefficienter) for forholdet mellem indikatorvariablen og det underliggende fænomen), og ϵ er en k -dimensionel vektor af fejllad, der beskriver indikatorvariablenes afvigelser fra de respektive intercepter. Således indekserer k de observerede variable, mens m indekserer den (eller de) latente variable, som er specificeret i faktormodellen.

De elevrapporterede latente variable (fx socialt klima) forekommer dog på to niveauer (jf. datasættets hierarkiske struktur). De to niveauer i faktoranalysen betyder, at der på baggrund af indikatorvariablene dannes en latent variabel med et dobbelt udtryk: en latent variabel på individniveau og en latent variabel på klasseniveau. På baggrund af elevernes besvarelser af de fem spørgsmål omhandlende eksempelvis det faglige engagement dannes der således to indbyrdes uafhængige og niveauspecifikke latente variable, som udtrykker henholdsvis den enkelte elevs engagement og hele klassens gennemsnitlige engagement. Formuleringen (6.3) kan således udvides til en multilevel faktormodel (tilpasset fra Muthén, 1994):

$$\mathbf{Y}_{ij} = \mathbf{v}_B + \mathbf{\Lambda}_B \boldsymbol{\eta}_{Bj} + \boldsymbol{\epsilon}_{Bj} + \mathbf{\Lambda}_W \boldsymbol{\eta}_{Wij} + \boldsymbol{\epsilon}_{Wij} \quad (6.4)$$

Subskrifterne i og j angiver henholdsvis elever og klasser. B og W angiver de to analyseniveauer (*between* (klasser) og *within* (elever)). Vektoren af indikatorvariable \mathbf{Y} er således givet ved vektoren af intercepter \mathbf{v} , de niveauspecifikke matricer af factor-loadings $\mathbf{\Lambda}$, de niveauspecifikke matricer af latente variable $\boldsymbol{\eta}$ og de niveauspecifikke vektorer af residualvarians $\boldsymbol{\epsilon}$.

De latente variable dannes således på baggrund af observerede indikatorvariable. Ved at formulere en faktormodel på to niveauer kan der i analysen indgå et udtryk for den latente variabel på både individ- og klasseniveau.

Strukturelle ligningsmodeller på hierarkisk data

I den ovenfor beskrevne multilevel regressionsmodel [(6.1) og (6.2)] er håndteringen af latente variable problematisk, fordi præcisionen i målingen af det uobserverede fænomen er mangelfuld, da der ofte (fx med skala-

/komposit-variable) ikke kontrolleres for målefejl. Faktoranalysen kan isolere og beskrive omfanget af målefejl i fejlleddene (ϵ). De to komponenter kan integreres i en multilevel strukturel ligningsmodel. Dermed kan forbindelser mellem fx latente og observerede variable beskrives på deres respektive analyseniveauer, samtidig med at eventuelle målefejl i de latente variable kan isoleres.

Formelt er strukturelle ligningsmodeller en udbygning af faktoranalysen, som den blev præsenteret i (6.3) og (6.4). Grundlaget for begge metoder er det samme, nemlig strukturelle analyser af kovarians eller korrelation mellem variable, både observerede og latente (Jöreskog, 1978). Den grundlæggende strukturelle model kan beskrives som (tilpasset fra Muthén, 2002):

$$\boldsymbol{\eta} = \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\beta}\boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\Gamma}\boldsymbol{\chi} + \boldsymbol{\zeta} \quad (6.5)$$

hvor $\boldsymbol{\alpha}$ er en intercept-vektor, $\boldsymbol{\beta}$ er en matrice af effekt-koefficienter for relationerne mellem latente variable specificeret i matricen $\boldsymbol{\eta}$. $\boldsymbol{\Gamma}$ og $\boldsymbol{\chi}$ er de tilsvarende led af parametre og strukturelle forbindelser, men for observerede kovariater. $\boldsymbol{\zeta}$ er vektoren af residual varians. Modellen er altså, ligesom med den konfirmative faktoranalyse baseret på matricer og vektorer, der beskriver komplekse relationer (fx med flere afhængige variable) mellem variable, observerede og latente. I tilfældet med en model på hierarkiske data etableres kovarians-matricer for de respektive niveauer. Variansen dekomponeres i to kovarians-matricer, én for *within*-variansen i stikprøven og én for *between*-variansen i stikprøven: $\mathbf{S}_T = \mathbf{S}_B + \mathbf{S}_W$. For en vektor af observerede variable \mathbf{Y}_{ij} afledes det øvre niveau ved $\mathbf{Y}_B = \bar{\mathbf{Y}}_j$, således at der forekommer en implicit group-mean centring af det nedre niveau: $\mathbf{Y}_W = \mathbf{Y}_{ij} - \bar{\mathbf{Y}}_j$. Aggregeringen til latente variable på klasseniveau forekommer således først på baggrund af de estimerede middelværdier for de respektive indikatorer. Der kontrolleres dermed for målefejl på begge analyseniveauer. Det kræver, at faktoranalysen indgår som en målekomponent i den strukturelle model.

I en situation med udelukkende latente variable og hierarkiske data kan

den strukturelle ligningsmodel (6.5) udvides til to niveauer og kombineres med faktormodellen (6.4) (her tilpasset fra Muthén, 2004: 41-42; Preacher et al., 2010):

$$\begin{aligned}\mathbf{Y}_{ij} &= \mathbf{v}_j + \mathbf{\Lambda}_j \boldsymbol{\eta}_{ij} + \boldsymbol{\epsilon}_{ij} \\ \boldsymbol{\eta}_{ij} &= \boldsymbol{\alpha}_j + \boldsymbol{\beta}_j \boldsymbol{\eta}_{ij} + \boldsymbol{\zeta}_{ij}\end{aligned}\quad (6.6)$$

Her beskrives målekomponenterne (faktormodellen) i den første linje, mens den anden linje beskriver de strukturelle forbindelser mellem de målte latente variable. Observerede kovariater er ikke vist. Systemet kan omformuleres, så det mere eksplicit viser de to niveauer i modellen.

Klassenniveauet (*between*-delen) kan udtrykkes som:

$$\begin{aligned}\mathbf{Y}_j &= \mathbf{v}_B + \mathbf{\Lambda}_B \boldsymbol{\eta}_{Bj} + \boldsymbol{\epsilon}_{Bj} \\ \boldsymbol{\eta}_{Bj} &= \boldsymbol{\alpha}_B + \boldsymbol{\beta}_B \boldsymbol{\eta}_{Bj} + \boldsymbol{\zeta}_{Bj}\end{aligned}\quad (6.7)$$

Individniveauet (*within*-delen) kan udtrykkes som:

$$\begin{aligned}\mathbf{Y}_{ij} &= \mathbf{\Lambda}_W \boldsymbol{\eta}_{Wij} + \boldsymbol{\epsilon}_{Wij} \\ \boldsymbol{\eta}_{Wij} &= \boldsymbol{\beta}_W \boldsymbol{\eta}_{Wij} + \boldsymbol{\zeta}_{Wij}\end{aligned}\quad (6.8)$$

Hvis k indekserer observerede indikatorvariable og m indekserer latente variable, så er \mathbf{v} en k -dimensionel vektor af intercepter for de observerede variable, mens $\boldsymbol{\alpha}$ er en m -dimensionel vektor af intercepter for de latente variable. \mathbf{Y} er de k -dimensionelle vektorer af indikatorvariable på de respektive niveauer. $\mathbf{\Lambda}$ er de $k \cdot m$ -dimensionelle matricer af niveauspecifikke factor-loadings. $\boldsymbol{\eta}$ er de $m \cdot m$ -dimensionelle matricer af strukturelle forbindelser mellem latente variable, mens $\boldsymbol{\beta}$ er de $m \cdot m$ -dimensionelle matricer af regressionskoefficienter for de latente variable. $\boldsymbol{\epsilon}$ og $\boldsymbol{\zeta}$ er henholdsvis k - og m -dimensionelle vektorer af niveauspecifikke residualer for henholdsvis de observerede indikatorvariable og for de latente variable.