

Ståle Østhus

Videreutdanning og mobilitet på arbeidsmarkedet

Data fra Lærevilkårsmonitoren
sett i sammenheng
med registerdata fra SSB

Ståle Østhus

Videreutdanning og mobilitet på arbeidsmarkedet

Data fra Lærevilkårsmonitoren
sett i sammenheng med registerdata fra SSB

Fafo-rapport 2021:21

Fafo-rapport 2021:21

© Fafo 2021

ISBN 978-82-324-0612-8

ISSN 2387-6859

Innhold

Sammendrag	5
Forord	7
1 Innledning	8
1.1 Lærevilkårsmonitoren	8
1.2 Tema for rapporten	9
1.3 Fokus på formell videreutdanning	9
1.4 Avvik mellom survey- og registerdata	10
1.5 Data fra Lærevilkårsmonitoren sett i sammenheng med registerdata	12
1.6 Videreutdanning og jobbmobilitet	14
1.7 Detaljerte analyser av et utvalg av yrker	15
1.8 Lærere	15
1.9 Sykepleiere	16
1.10 Ingeniører	16
2 Avvik mellom Lærevilkårsmonitoren og registerdata	18
2.1 Mål på formell videreutdanning i Lærevilkårsmonitoren	19
2.2 Avvik mellom survey- og registerdata	20
2.3 Formell utdanning og formell videreutdanning	21
2.4 Type formell videreutdanning	22
2.5 Formell videreutdanning i undergrupper av data	23
2.6 Oppsummering	24
3 Målefeil i Lærevilkårsmonitoren	25
3.1 Referanseperioden for spørsmålet om deltakelse	26
3.2 Samsvar	28
3.3 Målefeil og samsvar over tid	29
3.4 Formell utdanning og formell videreutdanning	31
3.5 Samsvar etter utdanningsnivå	32
3.6 Målefeil i undergrupper	34
3.7 Oppsummering	36
4 Utvalgsfeil i Lærevilkårsmonitoren	37
4.1 Sammenlikning med utvalg trukket uten feil	37
4.2 Formell utdanning og formell videreutdanning	39
4.3 Utvalgsfeil i undergrupper av data	40
4.4 Oppsummering	40
5 Justering for måle- og utvalgsfeil	42
6 Data fra Lærevilkårsmonitoren sett i sammenheng med registerdata	46
6.1 Fordeler med å kombinere survey- og registerdata	46
6.2 To ulike målemetoder	47
6.3 Deltakelse i formell videreutdanning etter tidligere oppnådd kompetanse	51
6.4 Utdanningshistorikken til respondentene i Lærevilkårsmonitoren	54
6.5 Oppsummering	58

7 Videreutdanning og mobilitet på arbeidsmarkedet	59
7.1 Videreutdanning og mobilitet for nyansatte.....	59
7.2 Mobilitet etter videreutdanning	67
7.3 Paneldimensjonen i surveydataene	69
7.4 Oppsummering	71
8 Videreutdanning og jobbmobilitet blant lærere, sykepleiere og ingeniører	72
8.1 Identifisering av lærere, sykepleiere og ingeniører	72
8.2 Videreutdanning blant lærere, sykepleiere og ingeniører.....	74
8.3 Videreutdanning og mobilitet på arbeidsmarkedet for lærere, sykepleiere og ingeniører	77
8.4 Lærere.....	79
8.5 Sykepleiere	85
8.6 Ingeniører	91
8.7 Oppsummering	97
9 Oppsummering	99
Referanser	101

Sammendrag

Rapporten inneholder resultater fra et prosjekt der vi bruker survey- og registerdata til å analysere utbredelsen og konsekvenser av videreutdanning i Norge. Surveydataene kommer fra Lærevilkårsmonitoren (LVM), som er en årlig tilleggsundersøkelse til Arbeidskraftundersøkelsen (AKU). Registerdataene er blant annet hentet fra utdannings- og sysselsettingsregisteret, og er koblet til surveydataene via krypterte personnummer. Resultatene viser at målefeil i Lærevilkårsmonitoren har ført til dårlig samsvar mellom survey- og registerdata i enkelte årganger i perioden 2010–2019. Vi finner det lite sannsynlig at utvalgsfeil (at bortfall av respondenter er systematisk relatert til formell videreutdanning) har hatt særlig betydning for avviket mellom survey- og registerdata.

Vi demonstrerer hvordan det å kombinere survey- og registerdata gir rikere analysemuligheter enn hva man oppnår ved å bruke datakildene hver for seg, f.eks. for å gjennomføre relevante sensitivitetstester av analyseresultater og konstruere detaljerte og relevante mål som kan brukes i analyser. Vi bruker også registerdata fra utdannings- og sysselsettingsregisteret til å følge respondentene i Lærevilkårsmonitoren over tid. Slike data kan være nyttige for bedre å forstå deltakelse i formell videreutdanning, og sammenhengen mellom videreutdanning og ulike former for arbeidsmarkedsmobilitet.

Våre resultater viser at egenskaper ved jobben, som f.eks. hvilken næring man jobber innenfor, og egenskaper ved personen, som familieforhold og utdanningshistorikk, har betydning for hvor lang tid det tar før en nyansatt deltar i formell videreutdanning. Vi finner videre at når ansatte har deltatt i formell videreutdanning, øker sannsynligheten for å bytte jobb, bytte yrke og/eller bytte næring. Sammenhengen mellom formell videreutdanning og økt jobbmobilitet ser imidlertid ut til å være betydelig svakere for ansatte som blir økonomisk kompensert for å delta i formell videreutdanning.

Siden registerdata er fulltellingsdata, gir de muligheter til å gjennomføre detaljerte analyser av undergrupper av sysselsatte. Vi har utnyttet dette til å undersøke sammenhenger mellom videreutdanning og mobilitet på arbeidsmarkedet for de spesifikke yrkesgruppene lærere, sykepleiere og ingeniører. Disse er forskjellige både med hensyn til person- og jobbegenskaper og med hensyn til hvor vanlig det er å ta ulike typer videreutdanning. For eksempel vender ingeniører raskere tilbake til utdanningssystemet for å ta mer langvarig utdanning (typisk en mastergrad), mens videreutdanning for lærere og sykepleiere oftere består av kortere kurs. Det er dessuten forskjeller mellom gruppene når det gjelder jobb- og yrkesmobilitet. For eksempel hadde ingeniører langt høyere risiko for å bli arbeidsledige, og ingeniører er også mer tilbøyelige til å bytte yrke enn lærere og sykepleiere, i perioden vi ser på.

Lærere som er omfattet av de nye kompetansekravene for undervisning (ansatt etter 1.1.2014) er både raskere til å starte på videreutdanning og mindre tilbøyelige til å bytte jobb enn andre. Vi finner imidlertid også at lærermangel på skolene, som ofte vil ha sammenheng med hvor mange lærere som deltar i videreutdanning, fører til at lærere bruker lenger tid på å starte på videreutdanning. I analysen av sykepleiere finner vi at det å få barn etter at man har startet å jobbe som sykepleier ofte fører til at

man utsetter videreutdanning, særlig hvis man jobber på sykehus. Sykepleiere som får barn er også mer tilbøyelige til å bytte jobb, men dette gjelder først og fremst sykepleiere som jobber på sykehus og i mye mindre grad sykepleiere som jobber i annen helse- og omsorgsvirksomhet. Til slutt finner vi at oljeprisfallet i 2014 antakelig har påvirket både videreutdanning og jobbmobilitet blant ingeniører. Særlig petroleumsingeniører ble mer tilbøyelige til å starte på videreutdanning etter 2014, og de bruker også lenger tid på å bytte jobb etter 2014 enn de gjorde før 2014.

Forord

Denne rapporten er skrevet på oppdrag fra Kompetanse Norge. Jeg har fungert som prosjektleder ved Fafo og har også gjennomført datatilrettelegging og analysene som er bakgrunnen for resultatene som blir presentert her. Imidlertid har også andre bidratt med verdifulle kommentarer og innspill, som har hatt betydning for det endelige produktet. Fafo-forsker Torgeir Nyen har lest og kommentert et tidlig utkast av rapporten. Resultater fra prosjektet har blitt presentert for analyseseksjonen ved Kompetanse Norge ved flere anledninger, og hele rapporten er også lest og kommentert av oppdragsgiver. Rapporten er kvalitetssikret av Fafo-forsker Roy A. Nielsen. Jeg takker for alle innsiktsfulle tilbakemeldinger og kommentarer. Eventuelle gjenstående feil og mangler er imidlertid helt og holdent mitt ansvar.

Ståle Østhus
Oslo, juni 2021

1 Innledning

Det har lenge vært bred enighet både i Norge og i EU om betydningen av læring i voksen alder for verdiskaping, sysselsetting og sosial inkludering (EU-kommisjonen, 2011). Spesielt har digitalisering og automatisering av arbeidsoppgaver ført til økt bevissthet om behovet for utvikling av kompetanse for å sikre deltakelsen i arbeids- og samfunnsliv. Norge var tidlig ute med å sette livslang læring på den politiske dagsorden (Nyen, Hagen, & Skule, 2004). LOs sterke engasjement for saksfeltet på 90-tallet bidro til opprettelsen av Buer-utvalget (NOU 1997:25) som dannet grunnlag for Kompetansereformen i 1997 (St.meld. nr.42 (1997-98)). Reformen inkluderte blant annet individuelle rettigheter for voksne til studiepermisjon og grunnskole- og videregående skole-opplæring, samt Kompetanseutviklingsprogrammet (KUP), som bidro til utviklingen av etter- og videreutdanningstilbud. I årene som fulgte ble arbeidet med livslang læring videreført og styrket, blant annet ved at Vox ble etablert i 2001 og utviklet seg til å bli direktoratet for kompetansepolitikk (Kompetanse Norge). Arbeidet med livslang læring pågikk også internasjonalt, blant annet i form av flere store prosjekter i regi av OECD (ALL, Skills Strategy, PIAAC).

Livslang læring har imidlertid vært særlig høyt oppe på den politiske dagsorden de siste årene. Regjeringen tok i 2015 initiativet til et samarbeid med partene i arbeidslivet og frivillig sektor om en satsing på livslang læring, noe som kom til uttrykk i et fellesdokument om en Nasjonal kompetansepolitisk strategi for perioden 2017–2021 (Kunnskapsdepartementet, 2017) og *Meld. St. 16 (2015–2016) Fra utenforskap til ny sjans* — *Samordnet innsats for voksnes læring*. Regjeringen har fulgt opp dette med kompetansereformen «Lære hele livet» som inkluderer mange ulike tiltak, hvorav noen av de mest sentrale er treparts bransjeprogram der staten i utvalgte bransjer bidrar med tilskudd til kompetanseutviklingstiltak i samarbeid med partene, og tilskudd til utvikling av fleksible videreutdanningstiltak, særlig knyttet til digitalisering av virksomhet (Meld.St.14 (2019-2020)).

Livslang læring er et komplekst saksfelt hvor det ikke er lett å komme i inngrep med bedrifters og individers beslutninger gjennom politiske tiltak. Både for politikkutviklingen og for kunnskapsutviklingen er det viktig at det finnes forskning og statistikk om voksnes læring i Norge, basert på de institusjonelle forutsetningene som finnes her. Kunnskapsgrunnlaget har blitt styrket det seneste tiåret, blant annet gjennom forskningsrådsprogram, samtidig som flere utvalg har blitt nedsatt på feltet, se f.eks. (NOU 2018:13; NOU 2019: 12).

1.1 Lærevilkårsmonitoren

De to mest sentrale kildene til data om videreutdanning i Norge er surveydata fra Lærevilkårsmonitoren (LVM) og administrative registerdata fra utdanningsregisteret. Lærevilkårsmonitoren ble etablert allerede i 2003 for å styrke kunnskapsgrunnlaget for voksnes læring. Monitoren skal gi et statistisk grunnlag for å måle endring over tid, samtidig som den skal gi datagrunnlag for forskning på feltet. Lærevilkårsmonitoren omfatter læring på et bredt spekter av læringsarenaer, ikke minst den læringen som foregår i arbeidslivet. I dag er det en selvfølge at læringen som skjer i

arbeidslivet har en svært viktig rolle både for verdiskaping og fordeling i samfunnet, men før monitoren var det nesten bare læringen i utdanningssystemet som ble synliggjort. Lærevilkårsmonitoren ble utviklet av forskningsstiftelsen Fafo med finansiering fra Utdannings- og forskningsdepartementet. Den gjennomføres som en tilleggssundersøkelse til Statistisk sentralbyrås arbeidskraftundersøkelse (AKU) i 1.kvartal hvert år.

Lærevilkårsmonitoren har hatt en kjerne med tre indikatorer for livslang læring: 1) deltakelse i formell videreutdanning, 2) deltakelse i kurs og annen opplæring, og 3) læringsintensivt arbeid. Til sammen omfatter de tre indikatorene både formell, ikke-formell og uformell læring. I enkelte år har man hatt tilleggsspørsmål som har gitt grunnlag for å gå mer i dybden på ulike tema innen voksnes læring, f.eks. uformell læring (Nyen, 2004). Data fra monitoren har også etter hvert blitt koblet til registerdata for å kunne gjøre rikere analyser, bl.a. av effekter av videreutdanning (Børing, Wiborg, & Skule, 2013).

1.2 Tema for rapporten

Denne rapporten er skrevet på oppdrag for Kompetanse Norge. Utgangspunktet for prosjektet var et ønske om å sette surveydata fra Lærevilkårsmonitoren i sammenheng med utfyllende registerdata fra Statistisk sentralbyrå (SSB). Vi går inn i to typer av problemstillinger, hvor begge dreier seg om videreutdanning, men den ene problemstillingen er metodisk, mens de andre er av mer substansiell karakter. For det første har Kompetanse Norge ønsket å få kartlagt årsakene til at deltakelsen i videreutdanning ikke gir samme resultat når de måles i Lærevilkårsmonitoren som i registerdata. Over tid har nivåene vært ulike, men i de senere årene har utviklingen gått i ulike retninger målt ved de to metodene. Dette skaper usikkerhet om den reelle utviklingen av deltakelsen. Vi analyserer i denne rapporten mulige årsaker til avvik mellom de to målemetodene, og i hvilken grad det foreligger indikasjoner på målefeil eller utvalgsfeil.

For det andre benytter vi Lærevilkårsmonitoren til å analysere noen kjernesporsmål i litteraturen om voksnes læring: Hvilke faktorer har betydning for deltakelsen i formell videreutdanning? Og hvilken effekt har videreutdanningen? Her ser vi nærmere på hvilken betydning videreutdanning har for jobbmobilitet og avgang fra yrket. Vi analyserer både deltakelse og jobbmobilitet/avgang for arbeidslivet som helhet og for et utvalg yrker, nærmere bestemt lærere, sykepleiere og ingeniører. Vi har valgt å ta utgangspunkt i yrker som krever høyere utdanning fordi høyt utdannede i vesentlig større grad deltar i formell videreutdanning (Keute & Drahus, 2017; Nyen, Hagen, & Skule, 2004). Samtidig er dette store yrker, som kan ha ulike drivkrefter for deltakelse i formell videreutdanning. For lærere har det f.eks. kommet nye krav til formalkompetanse for å undervise, mens ingeniører kan være berørt av næringsomstillinger som setter nye krav til kompetanse.

1.3 Fokus på formell videreutdanning

Det finnes ulike måter å forstå begreper som videreutdanning og etterutdanning på. Det finnes ingen internasjonal standardisert definisjon av videreutdanning, og selve operasjonaliseringen av begrepet har variert litt i ulike studier. Likevel har det i Norge i stor grad etablert seg en felles begrepsforståelse av videreutdanningsbegrepet som knytter det til formell utdanning. Formell utdanning er all utdanning som gir offentlig godkjent kompetanse som anerkjennes i utdanningssystemet og arbeidslivet. I

Norge vil dette være utdanning som er en del av enten grunnskoleopplæring, videregående opplæring som gir yrkes- eller studiekompetanse, fagskoleutdanning eller universitets- og høyskoleutdanning.

Formell videreutdanning er en utdanning man tar *etter* at man har vært ute i arbeidslivet eller andre aktiviteter en periode etter førstegangsutdanningen. I Lærevilkårsmonitoren er formell videreutdanning operasjonelt definert som utdanning som tas av a) personer i alderen 22–34 år som har hatt minimum 3 års sammenhengende opphold fra utdanning etter fylte 19 år, samt b) all formell utdanning som tas av personer i alderen 35–59 år.¹ Hensikten med denne definisjonen er å skille formell videreutdanning fra utdanning som tas som en del av den førstegangsutdanningen man tar som ungdom eller ung voksen. I takt med at overgangene mellom utdanning og arbeid for unge voksne har blitt mer komplekse og langtrukne vil skillet bli mer uskarpt, men det er likevel hensiktsmessig for mange analytiske formål å kunne skille mellom videreutdanning og førstegangsutdanning.

Utdanning og opplæring som *ikke* gir formell kompetanse skal i Lærevilkårsmonitoren i utgangspunktet kategoriseres som ikke-formell opplæring. Dette vil prinsippet også gjelde tilbud gitt av offentlige utdanningstilbydere dersom tilbudet ikke gir formell kompetanse. Det er altså egenskaper ved tilbudet og ikke tilbyder som i prinsippet skal være avgjørende for om en utdanning/opplæring regnes som formell eller ikke-formell. Også private opplæringstilbud som gir ulike typer sertifikater og andre kvalifikasjoner, vil i prinsippet regnes som ikke-formelle dersom utdanningen ikke inngår som en del en formell utdanning av de typene som er nevnt over (f.eks. fagskoleutdanning eller universitets- og høyskoleutdanning).

Lærevilkårsmonitoren måler også ulike former for ikke-formell opplæring (deltakelse på kurs og annen opplæring og læringsintensivt arbeid). Selv om slike former for læring også er av interesse (og i noen tilfeller vil det også være relevant å ta hensyn til slik læring i analysene), vil vi i dette prosjektet konsentrere oss om formell videreutdanning. Både fordi dette er en form for læring som kan måles godt både med survey- og registerdata, og fordi vi antar at sammenhengen med jobbmobilitet er særlig sterk for formell videreutdanning.

1.4 Avvik mellom survey- og registerdata

Spørsmålene om formell videreutdanning i Lærevilkårsmonitoren er utformet på en måte som i prinsippet gjør det mulig å måle samme fenomen med norske registerdata. Kompetanse Norge har som supplement til LVM bestilt et såkalt registersøk over formell videreutdanning (RFV) fra SSB, men finner betydelige avvik mellom de to datakildene når det gjelder både nivå og endring i FVU for årgangene 2010–2017 (EVU-utvalget, 2019; Ulstein, 2019). Også andre har påpekt avvik mellom registerdata og spørreundersøkelse når det gjelder formell videreutdanning, og f.eks. tilskrevet avviket skjeve utvalg i AKU/LVM dataene (eks. Wiborg m.fl. 2013: kap. 2.5). Generelt vil imidlertid slike avvik kunne oppstå både på grunn av målefeil og utvalgsfeil.

Survey- og registerdata om formell videreutdanning (FVU) kan ses som to ulike metoder for å måle samme fenomen for de samme individene. Alle metoder for å måle

¹ Personer som er 60 år eller eldre regnes ikke med i den statistiske indikatoren for videreutdanning i Lærevilkårsmonitoren. Merk også at kriteriet «3 års sammenhengende opphold fra utdanning etter fylte 19 år» ikke måles ved hjelp av surveydata, men er informasjon som kobles på i etterkant fra utdanningsregisteret. Målet på formell videreutdanning i Lærevilkårsmonitoren er følgelig basert på en kombinasjon av survey- og registerdata.

et hvilket som helst fenomen vil imidlertid være utsatt for tilfeldige eller systematiske målefeil. Selv om tilfeldige målefeil kan utgjøre et betydelig problem i mange tilfeller (målemetoden er upresis) er det vanligvis systematiske målefeil (målemetoden gir konsekvent feil svar) som skaper mest bekymring.

Det er minst to måter å nærme seg denne problematikken på i vårt tilfelle. En måte er å se FVU målt med registerdata som fasiten, og beregne andelen som er «korrekt klassifisert» med eller uten FVU i AKU/LVM dataene. En slik tilnærming munner naturlig ut i beregninger av en metodes «sensitivitet» og «spesifisitet» og er en undersøkelse av surveydataenes «målevaliditet» (se eks. Watson & Petrie 2010). Å ta utgangspunkt i registerdata som fasiten er imidlertid problematisk, siden det også vil kunne forekomme målefeil i registerdata (manglende/forsinket registrering, feilregistrering mv.). En mulig kilde til avviket mellom survey- og registerdata kan f.eks. være måten begrepet formell videreutdanning er operasjonalisert på i registerdata. Tilgang til relevante data og andre hensyn har ført til at måten man har målt formell videreutdanning har variert litt i ulike studier. Selv om forskjellene tilsynelatende er små, kan det ha stor betydning når man skal sammenlikne FVU i survey- og registerdata. Det vil derfor også være viktig å teste ulike registerbaserte mål på FVU opp mot selvrapportert videreutdanning fra LVM. Man skal også være klar over at målefeil kan forekomme hvis det ikke er avvik mellom survey- og registerdata; at begge metodene tar feil.

En annen tilnærming er da å undersøke *samsvar* (eng: «agreement») mellom de to metodene uten å ta utgangspunkt i at en av dem er bedre enn den andre. Cohen's kapp (κ) er det klart mest brukte målet på samsvar mellom to målemetoder når fenomenet man forsøker å måle er binært (eks. om man har eller ikke har tatt formell videreutdanning). Cohens's kapp måler hvorvidt avvik mellom to metoder er større enn hva vi ville forventet kun som et resultat av tilfeldigheter (Cohen, 1960). Ved å beregne Cohen's kapp for ulike subgrupper (f.eks. ulike yrker) vil vi få innsikt i hvordan målefeil er relatert til bakgrunnskjennetegn.

Siden AKU/LVM er en utvalgsundersøkelse er det fare for at utvalget ikke er representativt for populasjonen vi vil generalisere til. Utvalgsskjevhet oppstår fordi utvalgstrekkingen ikke er egnet til å gi et representativt utvalg (feil utvalgsramme) og/eller fordi noen av de som er trukket ut til å delta ikke svarer på undersøkelsen (avvik mellom brutto- og nettoutvalget). Sammenliknet med andre utvalgsundersøkelser står AKU/LVM i en særstilling, blant annet fordi personer som trekkes ut til å delta har plikt til å svare på undersøkelsen (hjemlet i Statistikkloven) og SSB legger også ned et betydelig arbeid i å rette opp kjente skjevheter. Representativiteten til utvalget etter vekting regnes for å være svært god. Det er likevel noen som ikke svarer, og dette er et problem hvis frafallet er systematisk relatert til formell videreutdanning (FVU), eller til uobserverte faktorer som er relatert til FVU.

Mens målefeil er knyttet til forståelsen av LVM som målemetode (måten spørsmålene er utformet på m.v.), er utvalgsfeil relatert til hvem som svarer på undersøkelsen og i mindre grad hva de faktisk svarer. Hvis avvikene man har observert mellom RFV og LVM skyldes skjeve utvalg, skulle man derfor forvente at andelen med FVU i LVM-utvalget avviker fra den tilsvarende andelen i et like stort utvalg uten utvalgsfeil. Siden vi har tilgang til data om hele populasjonen (registerdataene er populasjonsdata), er det enkelt å trekke nye utvalg som vi vet ikke har utvalgsfeil (eks. ved hjelp av enkelt tilfeldig trekking). En rimelig antakelse er at eventuelle målefeil i registerdata når det gjelder FVU ikke er systematisk relatert til en slik utvalgsprosedyre. Andelen med FVU *målt ved registerdata* i bestemte årgranger/undergrupper av AKU/LVM kan

derfor sammenliknes med tilsvarende data fra utvalg som er trukket uten feil, og vi får en test på forekomsten av utvalgsfeil².

Avvikene man har observert mellom survey- og registerdata når det gjelder nivå og trender i formell videreutdanning kan både skyldes måle- og utvalgsfeil. Siden tolkningen og måten man korrigerer for skjevhetene er avhengig av årsaken til avvikene, er det nyttig å skille slike hovedtyper av feil fra hverandre. Vi har i denne rapporten beregnet både forekomsten av målefeil og utvalgsfeil i de ulike AKU/LVM-utvalgene, og også for bestemte undergrupper, slik at vi kan gjøre mer kvalifiserte samlede vurderinger av årsakene til de observerte avvikene.

1.5 Data fra Lærevilkårsmonitoren sett i sammenheng med registerdata

Vi er også bedt om å foreslå måter dataene som samles inn til prosjektet kan brukes til å belyse nye interessante problemstillinger og sammenhenger knyttet til videreutdanning. Et viktig formål med prosjektet er dermed å bruke surveydata fra Lærevilkårsmonitoren i sammenheng med registerdata fra SSB til å gi et utfyllende bilde av formell videreutdanning i Norge. Vi har valgt å se videreutdanning i sammenheng med *jobbmobilitet og karrierer*.

Utdanning (i vid forstand) er en helt sentral variabel for å forstå sosial mobilitet, enten det dreier seg om *intergenerasjonell* mobilitet, i hvilken grad sosial ulikhet reproduseres mellom generasjoner, eller *intragenerasjonell* mobilitet over livsløpet. I dette prosjektet vil vi konsentrere oss om sistnevnte og se formell videreutdanning i sammenheng med personers mobilitet i og mellom jobber eller *karrierer*³.

Innenfor økonomifaget er en inngang til å forstå opptak og avkastning av utdanning (inkludert videreutdanning) den såkalte *humankapitalteorien* (Becker, 1964). Her ses utdanning som noe den enkelte investerer i for å maksimere nåverdien av sin livsinntekt. Man skiller gjerne mellom spesifikk og generell humankapital, hvor førstnevnte refererer til ferdigheter eller kunnskap som er nyttig kun for en bestemt arbeidsgiver eller bransje, mens generell humankapital er nyttig for alle arbeidsgivere. En av forventningene ut fra denne teorien er følgelig at akkumulering av spesifikk humankapital reduserer mobilitet, mens investering i generell humankapital medfører økt mobilitet.

Overgangen fra utdanning til arbeidsliv handler imidlertid ikke bare om hva slags kompetanse som utvikles, men også om hva slags arbeidsmarked man går inn i etter avsluttet utdanning. Forskning på jobbmobilitet innenfor den sosiologiske fagtradisjonen knytter gjerne jobbmobilitet og karriereprosesser til bredere *mulighetsstrukturer* og individers *ressurser* i bred forstand (Rosenfeld, 1992). For de fleste vil det å investere i utdanning (inkludert etter- og videreutdanning) medføre en styrket posisjon på arbeidsmarkedet, men tilgangen til relevante sosiale nettverk er også viktig (Granovetter, 1974). Muligheten for jobbmobilitet avhenger også av måten individer får kunnskap om ledige, passende jobber og av jobbsøkeadferd mer generelt.

² Grunnen til at vi kan være sikre på at utvalgene vil være trukket uten feil er at det ikke vil forekomme systematisk frafall på grunn av at noen «ikke vil svare» (som er hovedårsaken til at man får utvalgsfeil i surveyundersøkelser).

³ Innenfor den sosiologiske forskningen på jobbmobilitet bruker man ofte begrepene «jobb» og «karriere» på en litt annen måte enn i dagligtalen. En *jobb* forstås gjerne som et arbeid for en bestemt arbeidsgiver som kan eksistere uavhengig av om en person faktisk utfører jobben. En *karriere* forstås gjerne som en kjede av jobber, slik at jobbskifter danner byggeklossene i individers karrierer.

Et viktig teoretisk bidrag til forståelsen av mulighetsstrukturer tar utgangspunkt i at jobber eksisterer uavhengig av personer og at når personer flytter ut av jobber så skapes «tomme jobber» (vacancies) som fylles av andre. Mobilitet mellom jobber blir dermed avhengig av den totale mobiliteten i systemet, i form av såkalte *vakanskjeder* (vacancy chains) der en person som skifter jobb vil etterlate en jobb tom, som igjen fylles av en annen person og så videre (White, 1970). Selv om tomme jobber skaper muligheter for at mobilitet skjer, vil sannsynligheten for at en bestemt person fyller en jobb (eventuelt blir forfremmet) også avhenge av forhold som årsaken til at jobben står tom, antall konkurrenter til jobben, og arbeidsgivers beslutninger om hvem som skal fylle den.

Vakanskjeder er en viktig forklaring på hvorfor folk skifter jobb, men ikke all mobilitet er et resultat av vakanser og det er heller ikke alle jobber som eksisterer uavhengig av personene som fyller dem. Et annet viktig begrep for å forstå mulighetsstrukturen som omkranser personer og jobber er *arbeidsmarkedssegmentering* som vanligvis brukes for å skille deler av arbeidsmarkedet som på en eller annen måte er mer beskyttet eller lukket fra andre deler av arbeidsmarkedet (Kalleberg & Sørensen, 1979). Bevegelser mellom arbeidsmarkedssegmenter vil ofte være styrt av andre mekanismer enn bevegelser innad i segmenter. Formell utdanning kan være en viktig mekanisme i begge henseende, noe som igjen skaper insentiver for å delta i formell videreutdanning.

Et eksempel er såkalte *interne arbeidsmarkeder*, hvor arbeidstakere sluses inn via bestemte inngangsporter og deretter bygger sin karriere mer eller mindre beskyttet fra konkurrenter utenfra. Slike interne arbeidsmarkeder kjennetegnes ofte av at nyansatte i hovedsak rekrutteres inn som ufaglærte nederst i stillingshierarkiet. De ansatte får bred opplæring internt og avanserer langs interne karrierestiger. Litteraturen skiller mellom interne, eksterne og yrkes- eller bransjebaserte arbeidsmarkeder Marsden (1986; 1992). Eksterne arbeidsmarkeder er arbeidsmarkeder for ufaglært arbeidskraft, med små muligheter for videre utvikling og mobilitet. I interne arbeidsmarkeder utvikles kompetanse som i liten grad er overførbar til andre virksomheter. I yrkes- eller bransjebaserte arbeidsmarkeder utvikles kvalifikasjoner som er overførbare mellom virksomheter. Et viktig kjennetegn ved bransjebaserte eller yrkesbaserte arbeidsmarkeder er at det stilles bestemte krav til yrkeskompetanse for å komme inn på arbeidsmarkedet (Doeringer & Piore, 1971). Dette kan eksempelvis være faglige standarder og normer eller formelle krav til yrkesutøvere. I de yrkesbaserte arbeidsmarkedene må man derfor vanligvis gå via det formelle utdanningssystemet for å hoppe til nye karrierestiger eller arbeidsmarkedssegmenter. De yrkesbaserte arbeidsmarkedene har karakter av «offentlige goder» og krever et institusjonelt rammeverk for å opprettholdes over tid.

I tillegg til mulighetsstrukturer er man innenfor den sosiologiske tradisjonen sterkt opptatt av hvordan *tid* påvirker karriereprosesser. Det er imidlertid knyttet mange forskjellige «klokker» til individers bevegelser på arbeidsmarkedet. Tid i arbeidsstyrken og tid i virksomheten eller i yrket er eksempler på ulike slike klokker. Mer generelt er det vanlig å anta at tiden man har vært i en bestemt tilstand (i en jobb eller i et yrke) har betydning for hvor lenge man blir der⁴. Andre «klokker» er også av

⁴ Det er vanlig å finne at slik tidsavhengighet (eng: duration dependence) er negativ, dvs. at jo lenger man har vært i en tilstand, jo mindre er sannsynligheten for at man skifter jobb. Vanlige forklaringer på dette har vært at tid i virksomheten (ansiennitet) og på arbeidsmarkedet (arbeidserfaring) fører til redusert diskrepans mellom nåværende og potensielle stillinger, at personer over tid får mer kunnskap om arbeidsmarkedet og egen markedsposisjon, akkumulering av fordeler (f.eks. pensjon)

interesse, f.eks. i form av livsfaseeffekter og historisk endring. Det er rimelig å anta at forhold som familieetablering og alder har betydning for både om man deltar i videreutdanning og hvilken type videreutdanning man i så fall velger. Struktureringen av arbeidsmarkedet er heller ikke statisk, men kan endres over tid. Eksempelvis beskriver Olberg (1995) hvordan banknæringen i løpet av få år beveget seg fra et i hovedsak bedriftsinternt arbeidsmarked der ansatte begynte på bunnen og arbeidet seg oppover, til et mer yrkesbasert arbeidsmarked. Økonomisk endring på regionalt eller nasjonalt nivå vil ha betydning for muligheten for mobilitet, for eksempel ved at virksomheter nedbemanner, eller ansetter mange nye. Annen strukturell endring, som lovendringer, vil også kunne ha betydning for muligheten for mobilitet og utdanningsvalg.

Siden tid er så viktig for å forstå både deltakelse i videreutdanning og jobbmobilitet, bør dette også ha betydning for hvilke metoder man velger for å undersøke slike forhold. Ikke sjelden brukes det at man er interessert i dynamiske sammenhenger som et argument for at noen analysemetoder er bedre egnet enn andre. Typisk vil det gjelde metoder som tar hensyn til panel- og tidsstrukturen i data, som teknikker for å analysere paneldata eller forløpsmetoder.

1.6 Videreutdanning og jobbmobilitet

Vi har brukt data som ble samlet inn til prosjektet (både survey- og registerdata) til å undersøke hvilke faktorer som har betydning for nivå og trender i formell videreutdanning generelt i Norge. Vi har undersøkt hvordan variasjonen i deltakelse i slik utdanning over en lengre periode (2010–2019) henger sammen med individuelle kjennetegn (demografi, familiesituasjon, arbeidserfaring) og egenskaper ved omgivelsene (yrke, næring, lokalt arbeidsmarked). Analysene i denne delen av prosjektet kan i stor grad ses som en utvidelse og oppfølging av studien til Børing m.fl. (2013). Vi har imidlertid brukt et litt annet utvalg av forklaringsvariabler og litt andre metoder. En viktig forskjell fra studien i Børing m.fl. (2013) er også at vi utnytter panelstrukturen i dataene og følger personer over tid. Dette gjør blant annet at vi kan kontrollere for uobservert heterogenitet i analysene ved å anvende såkalte «fasteffekt»-regresjoner (på tilsvarende måte som gjøres i Wiborg m.fl. 2013)⁵. En stor fordel med slike analyser er at det er lettere å trekke politisk relevante konklusjoner fra dem, siden vi kontrollerer for forhold som vanskelig kan påvirkes politisk (kjennetegn ved individer som ikke endrer seg over tid).

Vi har også utnyttet panelstrukturen i data til å studere faktorer som påvirker jobb- og yrkesavgang blant de som har deltatt i videreutdanning. Dette har vi hovedsakelig gjort ved hjelp av forløpsanalyse⁶, og vi har undersøkt hvilke faktorer som påvirker tiden det tar fra man har fullført ulike former for videreutdanning til man forlater virksomheten, yrket eller næringen man har vært sysselsatt i. I disse analysene har det vært naturlig å inkludere forklaringsvariabler som forsøker å måle trekk ved den bredere mulighetsstrukturen som omkranser individer på arbeidsmarkedet.

hos arbeidsgivere over tid, og at man får stadig mindre tid til å nyte goder som eventuelt følger av et jobbskifte.

⁵ Denne framgangsmåten vil først og fremst være aktuell i analyser på rene registerdata, siden LVM dataene er tverrsnittsdata og vi ikke har mer enn én observasjon av videreutdanning for hver av surveydeltakerne.

⁶ En kortfattet og relevant forklaring på hva forløpsanalyse er gis her: <https://www.ssb.no/helse/artikler-og-publikasjoner/forlopsanalyse>

1.7 Detaljerte analyser av et utvalg av yrker

I tillegg til at vi har undersøkt deltakelse i formell videreutdanning og sammenhengen mellom videreutdanning og jobbmobilitet på tvers av yrker og næringer, har vi valgt noen yrker vi vil gjøre mer detaljerte analyser av. Utvalget av yrker er gjort i samråd med Kompetanse Norge, og detaljerte analyser av utvalgte yrker og/eller bransjer er også nevnt som en mangel ved tidligere forskning om etter- og videreutdanning (f.eks. Wiborg m.fl. 2013). Generelt forventer vi forskjeller i forekomst, innhold og konsekvenser av etter- og videreutdanning mellom yrker. For de yrkene vi har valgt ut forventer vi dessuten at sammenhengen mellom etter- og videreutdanning og videre karriere, samt omgivelsene yrkesutøvelsen vanligvis foregår innenfor, har bestemte egenskaper som er spesielt egnet til å belyse mekanismer av mer allmenn teoretisk interesse. Vi har sett nærmere på *lærere, sykepleiere og ingeniører*.

Vi har valgt å ta utgangspunkt i yrker som krever høyere utdanning, fordi det er de som har høy utdanning fra før som deltar mest i formell videreutdanning (Nyen m.fl. 2004; Keute & Drahus 2017). Det er flere grunner til dette. For det første jobber høyt utdannede i større grad i næringer og yrker hvor man tradisjonelt deltar mer i videreutdanning enn det som er vanlig i arbeidslivet for øvrig. For det andre har de som har tatt utdanning et sterkere individuelt behov for å lære mer, og er mer motiverte til å lære gjennom formell utdanning framfor andre læringsmåter. Arbeidsmarkedet for disse gruppene kan i stor grad også betegnes som yrkesbaserte, og mobilitet både innenfor og mellom yrker vil ofte forutsette ny formell kompetanse. Dette vil igjen kunne stimulere til videreutdanning.

I tillegg til at vi mener utvalget av yrker og konteksten yrkesutøvelsen skjer innenfor, er godt egnet til å belyse sammenhenger vi er interessert i, er yrkene i stor grad også gjenstand for offentlig interesse. *Lærere og sykepleiere* er to av velferdsstatens sentrale yrker, men framskrivninger viser at det vil være mangel på slike yrkesutøvere i årene som kommer. Det er derfor viktig å undersøke i hvilken grad nye krav om videreutdanning kan tenkes å bidra til redusert avgang fra yrket og virksomhetene yrkesutøvelsen skjer i. For ingeniører, og særlig for *petroleumsingeniører*, er situasjonen i noen grad den motsatte, og nedgangstider i oljebransjen har ført til økt nedbemanning og ledighet. Siden det er lite sannsynlig at sysselsettingen i bransjen vil gå tilbake til gamle nivåer er det viktig å undersøke i hvilken grad disse gruppene deltar (og har deltatt) i videreutdanning som kan bidra til økt jobbmobilitet (og økt avgang fra ledighet).

1.8 Lærere

Fra myndighetens side har det gjennom flere år vært en strategisk satsning på å heve lærernes kompetanse. Blant annet gjennom endringer i opplæringslovens kompetansekrav til lærere. Siden 2012 har det vært krav til «relevant faglig og pedagogisk kompetanse» for å få fast ansettelse, og siden 2014 har det vært krav til at lærere skal ha fordypning i fagene de underviser i. Kompetansekravene er omfattende, og har skapt et stort behov for formell videreutdanning⁷. Den enkelte lærers behov for videreutdanning varierer (blant annet fordi noen oppfyller kompetansekravene allerede) men det er ventet at veldig mange lærere vil ha behov for videreutdanning. Som følge av

⁷ De nye kompetansekravene innebærer f.eks. at man må kunne dokumentere relevant høyere utdanning tilsvarende minst 30 studiepoeng (dvs. et halvt års studier på heltid) for å undervise i fag som norsk, matematikk eller engelsk på barnetrinnet (minst 60 på ungdomstrinnet). Målet er at man i alle skoler skal fylle kompetansekravene innen ti år.

dette er det også ventet å oppstå *lærerangel* på mange skoler, som ventes å bli håndtert ved å ansette vikarer uten lærerutdanning eller ved å slå sammen klasser. Situasjonen kan beskrives som at strukturell endring har åpnet opp en vakanskjede (se punkt 4.2) og følgelig medført økt mobilitet. Måten skolene håndterer situasjonen på kan ha langvarige konsekvenser for arbeidsmiljøet, som igjen kan påvirke videreutdannede læreres beslutning om å vende tilbake til sin gamle arbeidsplass eller i hvilken grad de forlater yrket. Det er derfor interessant å undersøke hvordan læreres karriereprosesser påvirkes av kjennetegn ved arbeidsstokken ved skolen de arbeider på, som lærertetthet per elev og andelen ansatte uten lærerutdanning. Videreutdanning vil i seg selv naturligvis også påvirke læreres karrierebeslutninger, ved at de kvalifiserer for opprykk og nye arbeidsoppgaver – og også tilgang til nye arbeidsmarkedssegmenter.

1.9 Sykepleiere

Også for sykepleiere har det gjennom mange år vært søkelys på kompetanseheving, men uten at dette har resultert i en tilsvarende plutselig økning i behovet for etterutdanning blant sykepleiere. Sykepleiere har imidlertid lenge vært en gruppe der det er veldig vanlig å ta spesial- og videreutdanning, og det er også svært utbredt å delta i kurs- og opplæringsvirksomhet som ikke gir formell spesialkompetanse (Dæhlen & Seip, 2009). I likhet med lærere er det i stor grad arbeidsgiver som avgjør hvilke sykepleiere som får spesial- og videreutdanning, basert på lokale behov. Både omfang og type spesial- og videreutdanning sykepleiere deltar i avhenger av om de er ansatt i kommunen eller i et helseforetak.

Et interessant forhold ved videreutdanning blant sykepleiere er at en stor andel verken får økt lønn eller nye oppgaver som resultat av sin «humankapital investering» (se Dæhlen & Seip 2009: 53-56). Et motiv for å ta spesial- og videreutdanning kan imidlertid for mange være ønsket om å jobbe dagtid, et motiv som vi i stor grad antar vil være påvirket av hvilken livsfase man er i. Muligheten for å videreutdanne seg bort fra turnus er i stor grad knyttet til spesial- og videreutdanning som fører til ledelsesansvar eller særskilte stillinger som helsesøster eller ved poliklinikk. Avgang fra sykepleierarbeid som foregår i turnus vil i mange tilfeller bety at det vil bli «færre hender» i direkte kontakt med pasienter og andre pleietrengende.

1.10 Ingeniører

Det plutselige oljeprisfallet høsten 2014 markerer starten på en dramatisk nedgangsperiode i norsk olje- og gassindustri. En følge av dette har vært nedbemanning og ledighet, og et overskudd av bestemte, spesialiserte yrkesgrupper som petroleumsingeniører på arbeidsmarkedet. I den offentlige debatten har behovet for *omskolering* av ingeniører vært et sentralt tema. Valget om å ta videreutdanning vil imidlertid være avhengig av en rekke ulike forhold. Det er rimelig å anta at kjennetegn ved individene (demografi, arbeidsmarkedserfaring), nedbemanningsprosessen (om man får sluttpakke, antall som sies opp) og det lokale arbeidsmarkedet (ledige stillinger) vil ha betydning for beslutningen om å omskolere seg. Mer generelt er det interessant å undersøke hva som påvirker beslutninger om formell videreutdanning blant ingeniører i ulike bransjer, og også hva som preger overganger mellom jobber mellom ulike spesialiserte arbeidsmarkeder for ingeniører. Vi forventer også at nedbemanningen i olje- og gassindustrien, og dermed tilstrømmingen av jobbsøkende petroleumsingeniører, har hatt betydning for arbeidsmarkedet for ingeniører mer generelt.

Dette antar vi videre har betydning for ingeniørers deltakelse i formell videreutdanning.

2 Avvik mellom Lærevilkårsmonitoren og registerdata

Lærevilkårsmonitoren har siden 2003 vært en årlig spørreundersøkelse gjennomført av Statistisk sentralbyrå i forbindelse med arbeidskraftsundersøkelsen i 1. kvartal. LVM er en kilde til tall over videreutdanning, og er i tillegg en sentral kilde til data om ikke-formell opplæring og uformell læring i arbeidslivet. Kompetanse Norge overtok i 2015 ansvaret for LVM fra Kunnskapsdepartementet.

Som supplement til data fra LVM bestilte Kompetanse Norge også statistikk over videreutdanning ved å foreta et registersøk i registrene til norske utdanningsinstitusjoner etter studenter som oppfyller definisjonen av videreutdanning som brukes i LVM. Analyseseksjonen ved Kompetanse Norge observerte imidlertid avvik mellom survey- og registerdata, og i 2018 ble LVM-tallene for første gang systematisk sammenlignet med tallene fra Norsk utdanningsdatabase (NUDB) og man konkluderte med at tallene ikke stemte overens (Ulstein, 2019). Det samme gjorde Ekspertutvalg for etter- og videreutdanning, som foretok en egen bestilling av samme type registerdata over videreutdanning fra SSB. De to datakildene gir til dels et ulikt bilde av deltakelse i videreutdanning i Norge, både antall deltakere og utvikling over tid (EVU-utvalget, 2019).

At kildene gir et ulikt bilde av antall deltakere, er å forvente da kildene bruker ulik referanseperiode. Deltakelse i formell utdanning i LVM er selvrapportert og gjelder de siste 12 månedene før intervju tidspunktet, som er 1. kvartal hvert år. LVM vil dermed kunne telle studenter fra to studieår (studenter som deltok i vår- eller høstsemesteret året før). Til sammenligning viser registerdataene hvem som er registrert i formell utdanning på telledatoen som er 1. oktober hvert år og vil bare kunne telle studenter fra ett studieår (høstsemesteret året før).

Ulik referanseperiode kan imidlertid neppe forklare at de to datakildene viser forskjellig utvikling over tid. Mens LVM viser en nedgang i andelen av befolkningen som deltar i videreutdanning i perioden 2008–2017, viser registerdataene en økning i samme periode (EVU-utvalget, 2019). Riktignok vil det kunne være slik at en endring i andelen studenter som bare studerer i vårsemesteret vil påvirke LVM mer enn registerdata, men det er lite som tyder på at dette faktisk har skjedd i perioden der man har observert større avvik mellom kildene (se kapittel 3). Det kan også tenkes at forbedrede rapporteringsrutiner har medført at stadig flere videreutdanningsstudenter fanges opp av registerdataene, men heller ikke dette ser ut til å ha vært tilfelle. Det er dermed uvisst hvorfor disse to kildene viser et ulikt bilde av utviklingen over tid, og det er vanskelig å vurdere hvilken kilde som gir det mest korrekte bildet.

Fordi LVM er en utvalgsundersøkelse, kan det være usikkerhet knyttet til estimatene for populasjonen. Undersøkelsen er også basert på selvrapporing, og det kan tenkes at det er vanskelig for respondentene å vite om deres utdanningsaktivitet er etterutdanning eller videreutdanning. Når det gjelder registerdata, så er det enkelte

typer utdanning som ikke inngår i datagrunnlaget. Det gjelder for eksempel utenlandske nettskoler, MOOCs⁸ og formell utdanning tilbudt av studieforbund.

Dette illustrerer at deler av kunnskapsgrunnlaget om etter- og videreutdanning på er usikkert, og hvorfor det vanskelig å konkludere med hvilket datamateriale som er mest pålitelig. Både registerdata og LVM viser at kvinner, personer med høyere utdanning, og aldersgruppen 30–39 år videreutdanner seg mest. Universitets- og høyskolesektoren videreutdanner godt over halvparten av alle deltakerne i videreutdanning. Ifølge begge datakildene er omtrent halvparten av alle i aldersgruppen 22–59 år som er i formell utdanning videreutdanningsstudenter.

2.1 Mål på formell videreutdanning i Lærevilkårsmonitoren

Med videreutdanning menes utdanning som tas etter grunnutdanningen, og en mye brukt operasjonalisering av fenomenet *formell videreutdanning* (som også vi bruker her) er personer 22–34 år som deltar i formell utdanning og har hatt en sammenhengende «pause» eller opphold på minst tre år uten å delta i formell utdanning. Personer 35–59 år blir klassifisert med *formell videreutdanning* hvis de deltar i formell utdanning. Måten man har operasjonalisert og målt formell videreutdanning har som nevnt variert litt i ulike studier. For eksempel har noen valgt å bruke et mindre restriktivt pause-kriterium; to års sammenhengende pause i stedet for tre år,⁹ mens andre har begrenset formell videreutdanning til formell utdanning som er tatt på fagskoler, høyskoler eller universiteter.

Strengt tatt måler man kun deltakelse i formell utdanning (ikke deltakelse i formell videreutdanning) direkte ved hjelp av spørsmål i Lærevilkårsmonitoren. Selve spørsmålene om formell utdanning er videre en kombinasjon av spørsmål som inngår i første kvartal av AKU og spørsmål i Lærevilkårsmonitoren: Man spør først respondenter om de har «gått på skole, studert eller vært lærling i løpet av de siste 4 ukene?» (spørsmål Utd105a i AKU)¹⁰. De som svarer «Nei» på dette spørsmålet blir ledet til et spørsmål i Lærevilkårsmonitoren (spørsmål Utd105) om de har gått på skole, studert eller vært lærling «i løpet av de siste 12 månedene».

I tråd med operasjonaliseringen av fenomenet antar man at formell videreutdanning er det samme som formell utdanning for respondenter 35–59 år. For respondenter 22–34 år kobler man på opplysninger fra utdanningsregisteret om tidligere igangværende utdanning for å identifisere personer som har hatt et opphold i utdanningen. Dette i seg selv er imidlertid ikke tilstrekkelig, siden en person kan være uten registrert igangværende utdanning rett og slett fordi personen ikke er registrert med fullført utdanning i utdanningsregisteret i det hele tatt. For eksempel vil dette gjelde en god del innvandrere, men det kan også skyldes andre ting¹¹. Siden det ikke er alle

⁸ Massive Open Online Course er fleksible nettkurs som er gratis og tilgjengelig for alle.

⁹ Keute & Drahus (2017) har f.eks. en litt annen definisjon av begrepet enn Wiborg m.fl. (2013), bl.a. ved at førstnevnte krever et treårig opphold fra studier, mens sistnevnte krever et toårig opphold (se Wiborg m.fl. 2013, kap. 2.4.1 og Keute & Drahus 2017:8).

¹⁰ Spørsmålene om igangværende utdanning stilles til et underutvalg i AKU (respondenter 15–59 år). I tråd med operasjonaliseringen av formell videreutdanning begrenser man imidlertid vanligvis utvalget videre til respondenter som var 22–59 år på intervju tidspunktet (slik også vi gjør i denne rapporten).

¹¹ Det vanlige er at alle personer er registrert med en oppdatert kode for fullført utdanning alle år i utdanningsregisteret. Manglende registrering vil være et større problem i tidligere årganger av utdanningsregisteret. Manglende opplysninger om registrert fullført utdanning gjelder i perioden vi ser på nesten utelukkende innvandrere. Siden innvandringen har vært økende i perioden vi ser på, har også problemet med manglende opplysninger i utdanningsregisteret økt. Det er derfor grunn til å være særlig varsom i omtale og tolkning av tall om formell videreutdanning for innvandrere.

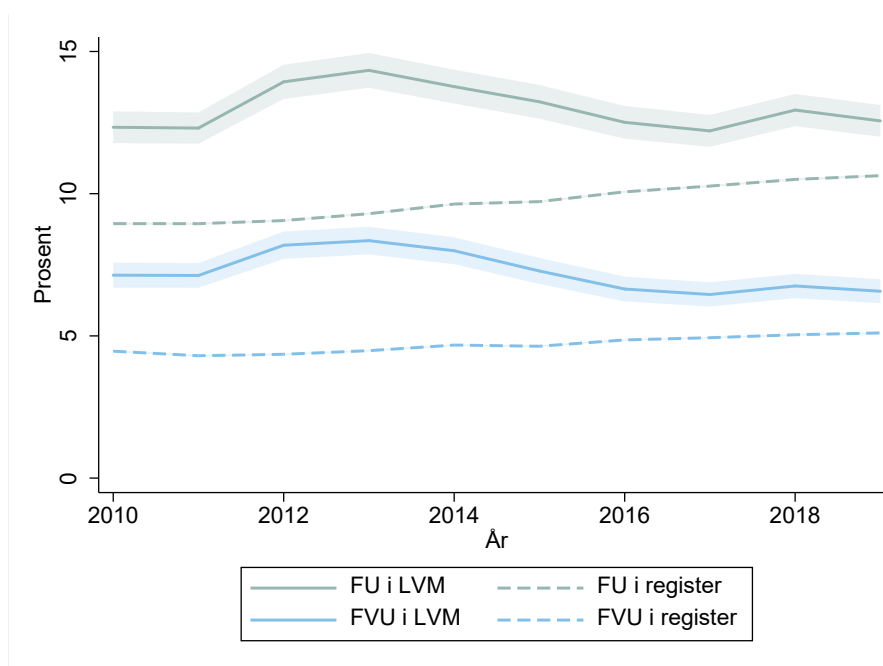
respondentene vi har opplysninger om i utdanningsregisteret, betyr dette at det også er noen respondenter i denne aldersgruppen vi ikke klarer å klassifisere med eller uten formell videreutdanning.

I denne rapporten vil vi hele tiden kreve at personer 22–34 år må ha hatt et sammenhengende opphold på minst tre år siden de var 19 år der de ikke er registrert med igangværende utdanning for å bli klassifisert med formell videreutdanning. Vi har derfor valgt å operasjonalisere et opphold i utdanningen ett år som at en person er registrert med fullført utdanning, men ikke igangværende utdanning, per 1. oktober dette året. Hvis personen er registrert med slike opphold i tre sammenhengende år, klassifiseres personen til å være «under risiko» for å delta i formell videreutdanning fra og med det fjerde året.

2.2 Avvik mellom survey- og registerdata

Vi har hentet ut data fra utdanningsregisteret om alle bosatte personer (per 1. januar) mellom 22 og 59 år for årene 2010–2019. Formell utdanning og videreutdanning er målt for hele populasjonen (alle mellom 22–59 år i perioden 2010–2019). Formell utdanning vil si at personen er registrert med igangværende utdanning per 1. oktober i det foregående året. Formell videreutdanning vil si at personen både er registrert med formell utdanning og er «under risiko» for formell videreutdanning som forklart ovenfor i det foregående året. Bosatte mellom 35 og 59 år klassifiseres med formell videreutdanning hvis de er registrert med formell utdanning.

Figur 2.1 Deltakelse i formell utdanning (FU) og formell videreutdanning (FVU) basert på data fra Lærevilkårsmonitoren (LVM) eller registerdata. Bosatte 22–59 år.



De skraverete feltene markerer 95 % konfidensintervaller rundt estimatet basert på (vektede) data fra Lærevilkårsmonitoren.

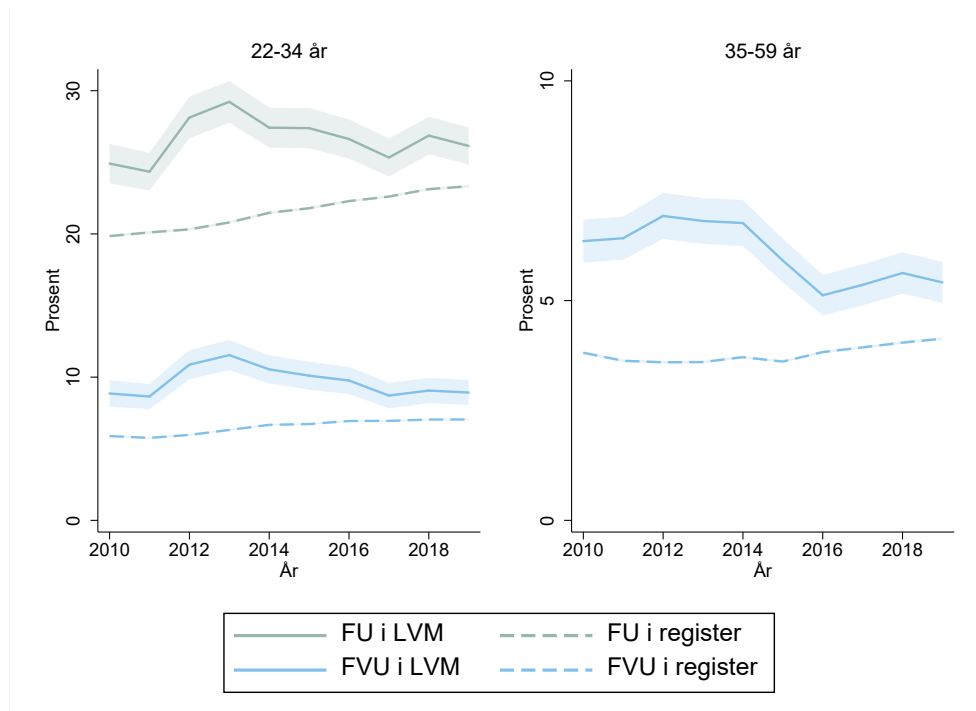
Figur 2.1 viser andelen av respondentene i Lærevilkårsmonitoren som er klassifisert med formell utdanning og/eller formell videreutdanning og tilsvarende andeler av

alle bosatte personer 22–59 år i utdanningsregisteret¹². Figuren viser det samme mønsteret som er observert av Kompetanse Norge og EVU-utvalget tidligere (EVU-utvalget, 2019; Ulstein, 2019): en økning i formell videreutdanning ifølge utdanningsregisteret og en nedgang ifølge Lærevilkårsmonitoren. Vi skal legge merke til to forhold ved sammenlikningen: Det ene er den tydelige «kulen» på linjen som viser trenden målt ved Lærevilkårsmonitoren og det som ser ut til å være et særlig stort avvik mellom utdanningsregisteret og Lærevilkårsmonitoren i årgangene 2012–2015. Det andre er at størrelsen på avviket mellom utdanningsregisteret og Lærevilkårsmonitoren er større i begynnelsen enn i slutten av. Begge disse forholdene vil vi komme tilbake til i den videre gjennomgangen.

2.3 Formell utdanning og formell videreutdanning

Som nevnt innledningsvis måles formell videreutdanning i Lærevilkårsmonitoren ved å kombinere survey- og registerdata. Det er rimelig å anta at dette i seg selv reduserer avviket mellom datakildene, og vi skal nå se nærmere på hvor stort avvik det er mellom survey- og registerdata med hensyn til formell utdanning (som er helt selvrapportert i Lærevilkårsmonitoren). Siden kriteriet om at man må minst ha hatt et treårig opphold i utdanningen vanligvis bare blir brukt for å måle formell videreutdanning blant unge skal vi også se på avvikene blant personer 22–34 år og blant personer 35–59 år hver for seg.

Figur 2.2 Deltakelse i formell utdanning (FU) og formell videreutdanning (FVU) basert på data fra Lærevilkårsmonitoren (LVM) eller registerdata. Bosatte 22–34 år eller 35–59 år.



De skraverte feltene markerer 95 % konfidensintervaller rundt estimatet basert på (vektede) data fra Lærevilkårsmonitoren. Merk ulik skala på y-aksen.

¹² Data fra Lærevilkårsmonitoren er vektet. Det er brukt kvartalsvise kalibreringsvekter etter trimming.

Figur 2.2 viser andeler som er klassifisert med formell utdanning og formell videreutdanning i de to aldersgruppene blant respondentene i Lærevilkårsmonitoren og i befolkningen (utdanningsregisteret). Som vi ser fører kriteriet om at man må ha hatt et treårig opphold i studiene til at bare rundt en fjerdedel av de mellom 22 og 34 år som var i gang med formell utdanning året før blir klassifisert med formell videreutdanning. Denne kraftige reduksjonen er tydelig i begge datakildene. Resultatene viser videre at avviket mellom survey- og registerdata er størst når det gjelder formell utdanning¹⁵, men at mønsteret på avviket (kulen på linjen som viser trenden og at avviket blir mindre over tid) er nokså likt for formell utdanning og formell videreutdanning. Det ser imidlertid ut til at trenden glattes ut og blir mer lik trenden i utdanningsregisteret når vi begrenser formell videreutdanning til dem som har hatt et treårig opphold i studiene. Det å avgrense formell videreutdanning på denne måten ser altså både ut til å redusere nivåforskjellene noe mellom survey- og registerdata i de ulike årgangene av Lærevilkårsmonitoren, og gjøre trenden i de to tidsseriene noe likere.

Det er likevel lett å se at andelen som rapporterer at de har deltatt i formell utdanning og videreutdanning i Lærevilkårsmonitoren er betydelig større enn andelen av bosatte i samme aldersgruppe med deltakelse registrert i utdanningsregisteret. Selv om det er knyttet statistisk usikkerhet til de beregnede andelene fra Lærevilkårsmonitoren, ligger aldri den registrerte andelen blant alle bosatte innenfor konfidensintervallet til andelen fra Lærevilkårsmonitoren. I begge aldersgruppene, og både for formell utdanning og formell videreutdanning, er avviket mellom Lærevilkårsmonitoren og utdanningsregisteret langt mindre i de senere årene. Forskjellene mellom de to datakildene er imidlertid betydelige alle år, og både størrelsen på avviket og andelene i de to aldersgruppene er nokså likt det mønsteret vi finner for hele populasjonen.

2.4 Type formell videreutdanning

Som vi har sett er andelen klassifisert med formell videreutdanning siste 12 måneder i Lærevilkårsmonitoren betydelig høyere enn andelen av befolkningen som er registrert med formell videreutdanning i utdanningsregisteret. Ved å bruke en mer restriktiv operasjonalisering av formell videreutdanning vil vi åpenbart kunne oppnå at færre rapporterer formell videreutdanning i surveyen, og slik kunne få bedre samsvar mellom survey- og registerdata – i hvert fall med hensyn til nivå.

Siden 2015 har man spurt hvilken type utdanning respondentene deltok i hvis hun rapporterte slik deltakelse i Lærevilkårsmonitoren. Det gjør det mulig å avgrense formell videreutdanning til utdanning på universitets- eller høghskolenivå og annen formell videreutdanning, og sammenlikne dette med opplysninger i utdanningsregisteret¹⁴. Resultatene (figur 2.3) viser at forskjellen mellom Lærevilkårsmonitoren og utdanningsregisteret er store også hvis vi kun ser på formell videreutdanning som rapporteres eller registreres som utdanning tatt på universitet eller høghskole.

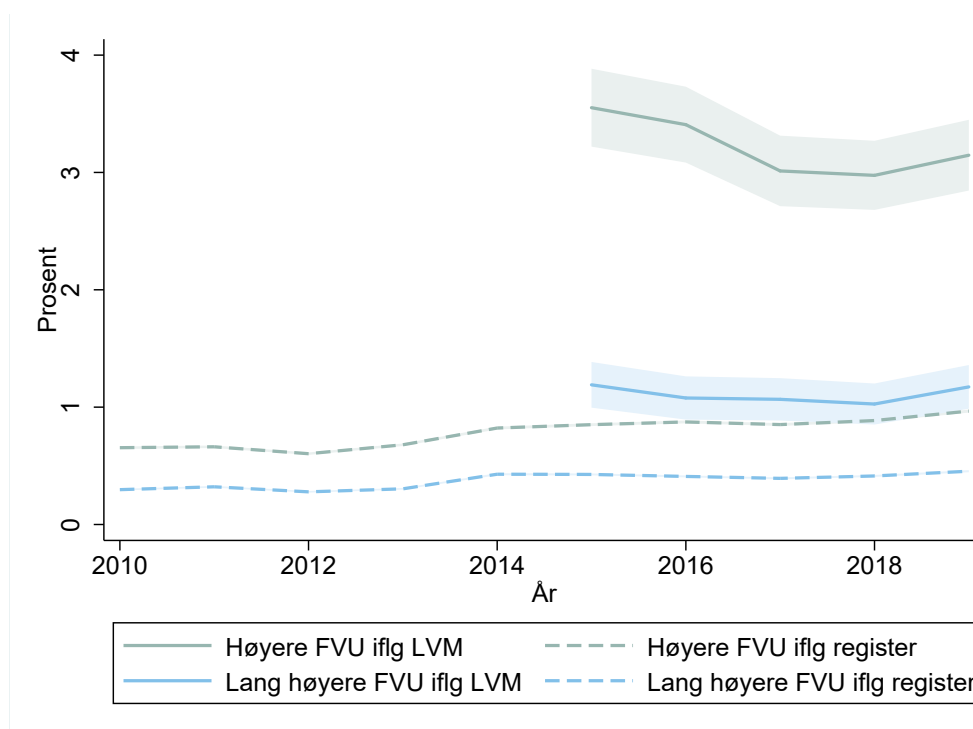
¹⁵ Imidlertid er det *relative* avviket mellom datakildene større for formell videreutdanning alle årene.

¹⁴ Det er grunner til å også inkludere utdannelse tatt på fagskoler i en slik avgrensning. Spørsmålet om type utdanning har fem svarkategorier (grunnskole, videregående, fagskole, kortere høghskole eller universitetsutdanning og lengre høghskole eller universitetsutdanning). Rundt tre av fire rapporterte at utdannelsen de deltok i var på høghskole eller universitet (tilsvarende bachelor eller master). I 2019 ser det imidlertid ut til å ha skjedd en feil slik at fagskole og videregående blir klassifisert sammen. Vi har derfor valgt å ikke inkludere fagskoler i den avgrensningen vi gjør her.

Tendensen er igjen at de rapporterte andelene er betydelig høyere enn andelene basert på registerdata. Siden andelene er nokså små (merk skalaen på y-aksen) er dessuten de relative forskjellene mellom de rapporterte og de registrerte andelene store. Den rapporterte andelen med formell videreutdanning på masternivå eller høyere (lang høyere utdanning) er enkelte år omtrent fire ganger høyere enn den tilsvarende registrerte andelen. Den registrerte andelen ligger også alltid utenfor konfidensintervallet for de beregnede andelene fra Lærevilkårsmonitoren.

Videre ser vi at mens trenden i andelen som har deltatt i formell videreutdanning på universitets- eller høgsolenivå er svakt stigende ifølge registerdataene, så viser Lærevilkårsmonitoren en nedadgående trend i perioden spørsmålene er stilt. Det er rimelig å anta at dette henger sammen med den tidligere nevnte kulen i avviket mellom survey- og registerdata i årene før spørsmålene om type utdanning ble inkludert i surveyen. Antakelig ville avviket mellom Lærevilkårsmonitoren og utdanningsregisteret vært enda større også med hensyn til hvilket nivå av formell videreutdanning deltakelsen foregikk, hvis spørsmålet hadde vært stilt før 2015.

Figur 2.3 Deltakelse i formell videreutdanning (FVU) på universitet/høgskole basert på data fra Lærevilkårsmonitoren (LVM) eller registerdata. Bosatte 22–59 år.

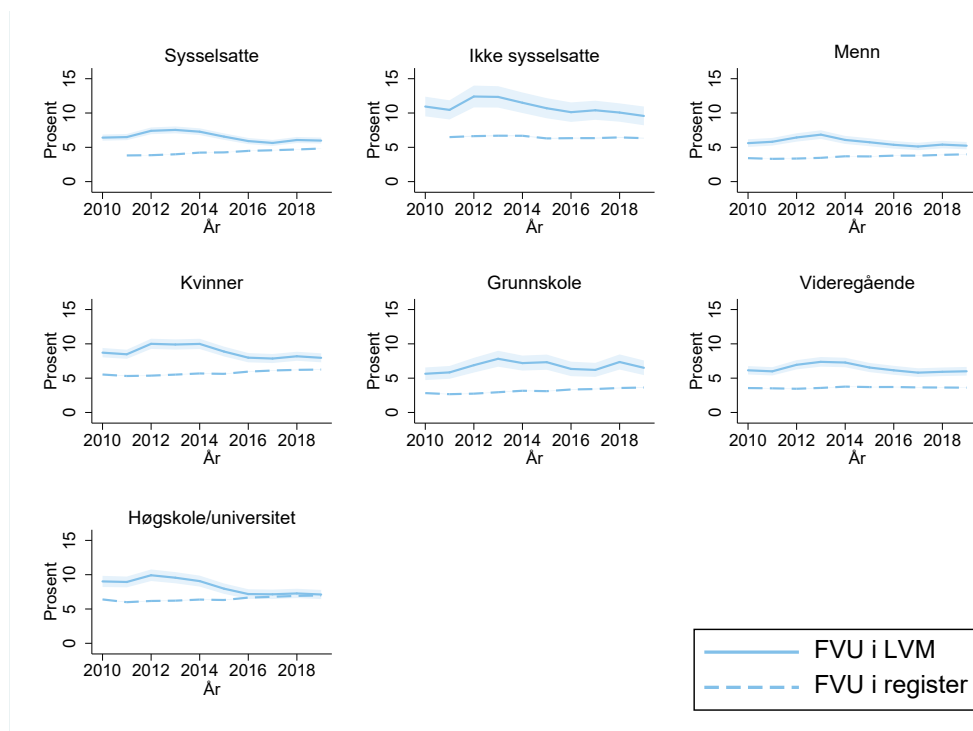


2.5 Formell videreutdanning i undergrupper av data

Det generelle mønsteret vi har sett til nå er at avvikene mellom Lærevilkårsmonitoren og utdanningsregisteret var særlig store i første halvdel av perioden og at avvikene ser ut til å avta over tid. Dette mønsteret er også tydelig om vi avgrensner data til ulike undergrupper (figur 2.4). Både blant sysselsatte og ikke-sysselsatte er avvikene størst i begynnelsen av perioden, og avtar i senere årganger. Avvikene er noe

mindre blant sysselsatte enn blant ikke-sysselsatte¹⁵. Vi finner også større avvik i begynnelsen av perioden blant kvinner og blant menn, og i undergrupper basert på høyeste fullførte utdanningsnivå. I de senere årgangene har andelen blant de med høyest utdanning som er klassifisert med formell videreutdanning i Lærevilkårsmonitoren vært omtrent identisk med den registrerte andelen.

Figur 2.4: Deltakelse i formell videreutdanning (FVU) i undergrupper av bosatte personer 22–59 år basert på data fra Lærevilkårsmonitoren (LVM) eller registerdata.



2.6 Oppsummering

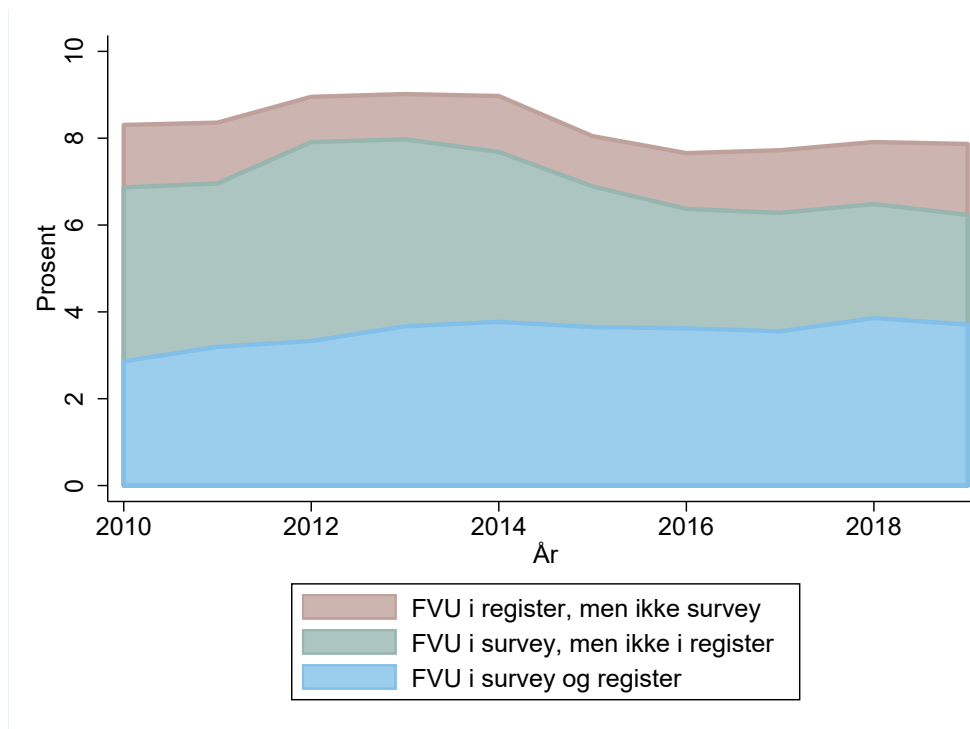
De observerte avvikene mellom andelen som er klassifisert med formell videreutdanning i Lærevilkårsmonitoren og i utdanningsregisteret følger i hovedsak samme mønster: Avvikene er større i de tidligere årgangene (særlig årgangene 2012–2015) og avtar over tid. Vi finner dette mønsteret både når vi beregner andeler for alle bosatte i den aktuelle aldersgruppen (22–59 år) og når vi beregner andeler for undergrupper basert på alder, kjønn, arbeidsmarkedsstatus eller høyeste fullførte utdanning. På bakgrunn av de observerte forskjellene er det viktig å undersøke i hvilken grad avvikene skyldes måle- og utvalgsfeil.

¹⁵ Merk at ikke-sysselsatte også inkluderer studenter.

3 Målefeil i Lærevilkårsmonitoren

Vi skal nå undersøke i hvilken grad avvikene mellom Lærevilkårsmonitoren og utdanningsregisteret skyldes målefeil. Respondentene i Lærevilkårsmonitoren har et unikt ID-nummer (et kryptert fødselsnummer) som gjør det mulig å koble på informasjon fra registerdata. Vi kan dermed undersøke samsvar mellom svarene som er gitt på spørsmålene om deltakelse i formell utdanning i løpet av de siste 12 måneder eller de siste 4 uker, og i hvilken grad respondentene er registrert med igangværende utdanning per 1.oktober året før de ble intervjuet.

Figur 3.1 Respondenter klassifisert med formell videreutdanning i Lærevilkårsmonitoren og/eller i utdanningsregisteret.



En måte å undersøke målefeil på er ved å låne begreper fra litteraturen om diagnostiske tester, og forestille oss at registrert, igangværende utdanning, er tilstanden vi ønsker å avdekke (sykdommen) ved hjelp av spørsmålene i Lærevilkårsmonitoren (vår diagnostiske test). Vi starter med å se på om de som blir klassifisert med formell videreutdanning i Lærevilkårsmonitoren også er registrert med formell videreutdanning i utdanningsregisteret (figur 3.1): Rundt halvparten av deltakerne i Lærevilkårsmonitoren som er klassifisert med formell videreutdanning er ikke registrert med formell videreutdanning i utdanningsregisteret. I takt med at andelen som er registrert med formell videreutdanning har økt, har omfanget av slike falske positive avtatt mens andelen sanne positive har økt. Gjennom hele perioden er det også en mindre

andel (i underkant av 2 prosent alle år) som er registrert med formell videreutdanning, men som ikke blir klassifisert med formell videreutdanning i Lærevilkårsmonitoren (falske negative). Summen av sanne positive og falske positive utgjør andelen som klassifiseres med formell videreutdanning i Lærevilkårsmonitoren. Summen av sanne positive og falske negative utgjør andelen av deltakerne i Lærevilkårsmonitoren som er registrert med formell videreutdanning i utdanningsregisteret.

Måleegenskapene til diagnostiske tester vurderes vanligvis både i forhold til deres *sensitivitet* og *spesifisitet*. En tests sensitivitet beskriver sannsynligheten for at testen er positiv hvis pasienten er syk, altså testens evne til å oppdage faktisk sykdom, og er det samme som andelen sanne positive av alle som har sykdommen. En tests spesifisitet beskriver sannsynligheten for at testen er negativ hvis pasienten ikke er syk, altså testens evne til å oppdage om pasienten er frisk, og er det samme som andelen sanne negative av alle som ikke har sykdommen. I stedet for spesifisiteten oppgis ofte verdien 1-spesifisitet, som er sannsynligheten for å få et positivt testresultat hvis man egentlig er frisk. Sensitiviteten og spesifisiteten til en test er uavhengig av forekomsten av fenomenet vi tester. Det vil imidlertid ofte være nyttig å vite hvor stor andel av alle positive svar som er sanne positive (testens *presisjon*), og hvor godt *samsvar* det er mellom rapportert og registrert deltakelse i formell videreutdanning. Presisjon og samsvar vil variere med den empiriske forekomsten av fenomenet vi tester.

I vårt tilfelle kan vi beregne at Lærevilkårsmonitoren for perioden 2010–2019 har en sensitivitet på 78,4 prosent og en spesifisitet på 95,1 prosent hvis vi ser Lærevilkårsmonitoren (spørsmålene om man har deltatt i formell utdanning i løpet av de siste 12 måneder) som en test av registrert igangværende utdanning per 1. oktober året før (tabell 3.1). En sensitivitet på 78 prosent betyr at sannsynligheten for at en respondent som er registrert med igangværende utdanning vil rapportere slik deltakelse i Lærevilkårsmonitoren (som sanne positive) er 78 prosent. En spesifisitet på 95 betyr at sannsynligheten er 95 prosent for at en respondent som ikke er registrert med igangværende utdanning i utdanningsregisteret heller vil ikke vil rapportere slik deltakelse i Lærevilkårsmonitoren er. Vi kan tilsvarende si at det er 5 prosent sannsynlighet (1 - spesifisitet) for at en respondent som ikke er registrert med igangværende utdanning i utdanningsregisteret vil rapportere deltakelse i formell utdanning i Lærevilkårsmonitoren (som falske positive). Den beregnede presisjonen til målet på deltakelse formell utdanning i løpet av de siste tolv måneder er 62,4 prosent når vi sammenlikner med registrert igangværende utdanning per 1. oktober året før. Det betyr at 62 prosent av alle som har rapportert slik deltakelse i Lærevilkårsmonitoren også er registrert med slik deltakelse¹⁶.

3.1 Referanseperioden for spørsmålet om deltakelse

Å klassifisere respondenter i Lærevilkårsmonitoren med eller uten deltakelse i formell utdanning og/eller formell videreutdanning bygger som nevnt på to spørsmål (AKU-spørsmålet om deltakelse i løpet av de siste fire uker og oppfølgingsspørsmålet

¹⁶ Det er vanlig å si at gyldigheten til en diagnostisk test er et resultat både av testens sensitivitet og spesifisitet (som må ses i sammenheng). Imidlertid er man i enkelte fagretninger ikke særlig opptatt av spesifisiteten i det hele tatt (f.eks. hvis det er veldig høy andel «nuller» eller det er vanskelig å klassifisere nullene presist). I stedet for å vurdere en målemetodes kvalitet med utgangspunkt i sensitiviteten og spesifisiteten (f.eks. ved å se på gjennomsnittet av sensitiviteten og spesifisiteten) er det da vanligere å ta utgangspunkt i sensitiviteten og presisjonen til testen. Den såkalte F-skåren (må ikke forveksles med statistisk F-test) gir et mål på en tests nøyaktighet og er det samme som det harmoniske gjennomsnittet til sensitiviteten og presisjonen og er gitt ved $F = 2 \times ((\text{presisjon} \times \text{sensitivitet}) / (\text{presisjon} + \text{sensitivitet}))$.

i Lærevilkårsmonitoren om deltakelse i løpet de siste tolv månedene). For å klassifisere respondenter med formell videreutdanning brukes i tillegg opplysninger fra utdanningsregisteret.

Det har vært nevnt at måten man vanligvis henter ut opplysninger fra utdanningsregisteret om igangværende utdanning er å hente ut opplysninger om situasjonen per 1.oktober. Det er imidlertid åpenbart slik at referanseperioden for potensiell deltakelse er forskjellig i Lærevilkårsmonitoren og registerdata med en slik framgangsmåte. Perioden respondentene i Lærevilkårsmonitoren svarer for (de siste 12 månedene) kan omfatte *tre* utdanningssemestere, nemlig vår- og høstsemesteret året før i tillegg til vårsemesteret i undersøkelsesåret. Situasjonen per 10. oktober året før referer til en dag i høstsemesteret året før.

Utdanningsopplysninger blir imidlertid registrert fortløpende for hele befolkningen. Situasjonsuttaket per 10.oktober (registeret over befolkningens høyeste utdanning, BHU) er et tilrettelagt datasett som SSB bruker for å produsere offisiell statistikk, og som forskere og andre bruker fordi det er oversiktlig og enkelt å håndtere. Til dette prosjektet har vi imidlertid også bestilt rådata fra utdanningsregisteret i form av data fra forløpstabellen over alle kurs som er påbegynt i Norge (F_UTD_KURS). Denne datakilden gir en komplett oversikt over all formell utdanning som har vært igangsatt på utdanningsinstitusjoner i Norge (og noen i utlandet) siden 1970, og hvert kurs er datert og knyttet til identifiserbare personer via personnummeret.

Vi har kombinert daterte opplysninger om igangværende kurs fra denne forløpstabellen med opplysninger om dato (uke og år) for når respondenten ble intervjuet i Lærevilkårsmonitoren. Det har gitt oss en fullstendig oversikt over all igangværende utdanning for alle respondentene i Lærevilkårsmonitoren i hele referanseperioden¹⁷. Vi gjør dette både for en referanseperiode på 12 måneder før intervjutidspunktet og for de siste fire ukene som er referanseperioden for AKU-spørsmålet om formell utdanning¹⁸.

Tabell 3.1 Mål på formell utdanning (FU) og formell videreutdanning (FVU) i Lærevilkårsmonitoren sammenliknet med tilsvarende mål i utdanningsregisteret. Indikatorer for målefeil for dem som har svart. Prosent.

Survey	Register	Presisjon	Sensitivitet	Spesifisitet
FU siste 12 måneder	FU per 1.10 i fjor	62,4	78,4	95,1
FU siste 12 måneder	FU siste 12 måneder	79,3	62,3	97,0
FU siste 4 uker	FU siste 4 uker	77,2	69,2	97,6
FVU siste 12 måneder	FVU per 1.10 i fjor	50,5	72,7	96,4
FVU siste 12 måneder	FVU siste 12 måneder	68,2	55,1	97,6
FVU siste 4 uker	FVU siste 4 uker	65,2	60,7	98,2

Som vi ser er den beregnede presisjonen ganske mye høyere, den øker fra 62,4 prosent til 79,3 prosent, når vi i stedet for situasjonsuttaket per 1. oktober benytter komplette opplysninger om all formell utdanning som respondentene var i gang med i løpet av referanseperioden på 12 måneder forut for intervjutidspunktet. Når vi «byter fasit»

¹⁷ Noen respondenter er aldri registrert med utdanningsopplysninger og for disse kan ikke sammenlikningen gjennomføres. Dette gjelder i hovedsak en økende andel innvandrere.

¹⁸ Til prosjektet har vi fått låne data der også eksakt dato for når intervjuet ble gjennomført (intervjuuke) inngår.

ser vi altså at det er en større andel av de som har svart at de deltok i formell utdanning som også er registrert med slik utdanning, enn vi får inntrykk av om vi bruker situasjonsuttaket per 1.oktober. Også spesifisiteten øker (fra 95 til 97 prosent), noe som betyr at faren for falske positive svar i Lærevilkårsmonitoren er lavere (om lag 3 prosent) enn vi får inntrykk av om vi bruker situasjonsuttaket per 1.oktober.

En komplett oversikt over all registrert formell utdanning i løpet av de siste 12 månedene forut for undersøkelsestidspunktet er veldig nær et perfekt mål på det fenomenet vi forsøker å måle med spørsmålene om deltakelse i formell utdanning i Lærevilkårsmonitoren. Den beregnede presisjonen, sensitiviteten og spesifisiteten basert på en slik fasit gir derfor et riktigere inntrykk av omfanget av målefeil enn om vi bruker situasjonsuttaket per 1. oktober. Legg også merke til at vi overvurderer sensitiviteten om vi bruker situasjonsuttaket per 1. oktober som fasit: Sensitiviteten til Lærevilkårsmonitoren spørsmål om deltakelse i formell utdanning i løpet av de siste 12 måneder er 62,3 prosent, ikke 78,4 prosent.

Våre beregninger viser videre at presisjonen til spørsmålene om formell videreutdanning i AKU/Lærevilkårsmonitoren er nokså høy (nær 80 prosent) både når vi benytter en kort (4 uker) og når vi benytter en lang (12 måneder) referanseperiode. Feilrapporteringene i Lærevilkårsmonitoren ser i liten grad ut til å være knyttet til forskjeller i referanseperiode for spørsmålene. Imidlertid er presisjonen og sensitiviteten lavere når vi sammenligner målet på formell videreutdanning i Lærevilkårsmonitoren med opplysninger i utdanningsregisteret. For eksempel viser den mest troverdige beregningen at Lærevilkårsmonitoren indikator for formell videreutdanning (som for respondenter 22–34 år bygger på en kombinasjon av survey- og registerdata) har en presisjon på 68,2 prosent og en sensitivitet på 55,1 prosent (tabell 3.1). Dette er lavere enn indikatoren for formell utdanning (som kun er basert på surveydata) som altså har presisjon og sensitivitet på henholdsvis 79 og 62 prosent. Den eneste mulig forklaringen på at presisjonen og sensitiviteten til indikatoren på formell videreutdanning er lavere enn for indikatoren på formell utdanning er at sistnevnte ikke benytter seg av tilleggskriteriet om at de yngste respondentene må ha hatt et treårig opphold i studiene for at deltakelse i formell utdanning kan kalles formell videreutdanning.

3.2 Samsvar

Opplysninger om respondentenes registrerte utdanningsaktiviteter er det nærmeste vi kommer en fasit for å teste indikatorene på deltakelse i formell utdanning og videreutdanning fra Lærevilkårsmonitoren. Når vi også bruker samme referanseperiode som er brukt i surveyen er det vanskelig å argumenter for at denne fasiten er feil. Imidlertid er det slik at samsvaret mellom rapportert og registrert deltakelse i formell utdanning og videreutdanning også vil variere med andelen som deltar i formell utdanning og videreutdanning i populasjonen¹⁹.

¹⁹ Når vi er interessert i å beregne størrelsen på målefeil og samsvar for Lærevilkårsmonitoren gir opplysninger fra forløpstabellen om igangværende kurs et bedre og riktigere sammenligningsgrunnlag enn situasjonen per 1. oktober fra utdanningsregisteret. Imidlertid er de observerte avvikene og bekymringen knyttet til disse, basert på om utdanningssituasjonen per 1.oktober hvert år. For å undersøke i hvilken grad de observerte avvikene skyldes målefeil er det derfor nødvendig å også beregne slike indikatorer basert på situasjonsuttrekk fra utdanningsregisteret.

Tabell 3.2 Mål på formell utdanning (FU) og formell videreutdanning (FVU) i Lærevilkårsmonitoren sammenliknet med tilsvarende mål i utdanningsregisteret. Indikatorer for samsvar for de som har svart. Prosent.

Survey	Register	Observert	Forventet	Kappa
FU siste 12 måneder	FU per 1.10 i fjor	93,5	81,0	0,659
FU siste 12 måneder	FU siste 12 måneder	91,6	76,0	0,650
FU siste 4 uker	FU siste 4 uker	94,7	82,4	0,700
FVU siste 12 måneder	FVU per 1.10 i fjor	95,2	88,9	0,572
FVU siste 12 måneder	FVU siste 12 måneder	93,9	85,6	0,577
FVU siste 4 uker	FVU siste 4 uker	96,2	90,3	0,608

Tabell 3.2 viser tre ulike mål på samsvar mellom rapportert og registrert deltakelse i formell utdanning og videreutdanning målt med henholdsvis Lærevilkårsmonitoren og registerdata. Det *observerte* samsvaret er meget høyt uavhengig av hvilken indikator fra Lærevilkårsmonitoren vi ser på, og uavhengig av hvilken referanseperiode vi bruker for opplysningene fra utdanningsregisteret. For eksempel er det observerte samsvaret mellom respondentenes rapporterte og registrerte deltakelse i formell utdanning i løpet av de siste 12 månedene på 91,6 prosent. Det er altså under ti prosent av respondentene som har svart at de har eller ikke har deltatt i formell videreutdanning hvis utdanningsregisteret viser det motsatte. Imidlertid er det en hypotetisk sannsynlighet for at den rapportert og den registrerte deltakelsen samsvarer kun som et resultat av tilfeldigheter. Størrelsen på denne hypotetiske sannsynligheten (det *forventede* samsvaret) varierer både med antall kategorier som brukes til å klassifisere svarene (to i vårt tilfelle: med eller uten deltakelse) og hvor mange som har svart.

Resultatene viser at det forventede samsvaret mellom Lærevilkårsmonitoren indikator for formell utdanning og om man er registrert med igangværende utdanning i utdanningsregisteret (med samme referanseperiode) er 76 prosent som et resultat av tilfeldigheter (tabell 3.2). Det observerte samsvaret er følgelig bare litt over tju prosentpoeng høyere enn hva vi kan forvente som et resultat av tilfeldigheter, som tilsvarer en verdi for Cohens *kappa* på 0,65. Cohens *kappa* (κ) måler hvorvidt avvik mellom to målemetoder (her: Utdanningsregisteret og Lærevilkårsmonitoren) er større enn hva vi ville forventet som et resultat av tilfeldigheter (Cohen 1960). Verdier for *kappa* mellom 0,41–0,60 er brukt som indikasjon på «moderat» samsvar, 0,61–0,80 som «betydelig» samsvar og 0,81–1 som «nesten perfekt» samsvar (Landis & Koch 1977). Slike grenseverdier har imidlertid ikke noe statistisk grunnlag, men er mer å betrakte som tommelfingerregler. Om vi benytter oss av disse tommelfingerreglene kan vi si at samsvaret mellom Lærevilkårsmonitoren og utdanningsregisteret for de ulike indikatorene på formell utdanning og videreutdanning er jevnt over moderat til betydelig når vi ser på alle årgangene 2010–2019 under ett.

3.3 Målefeil og samsvar over tid

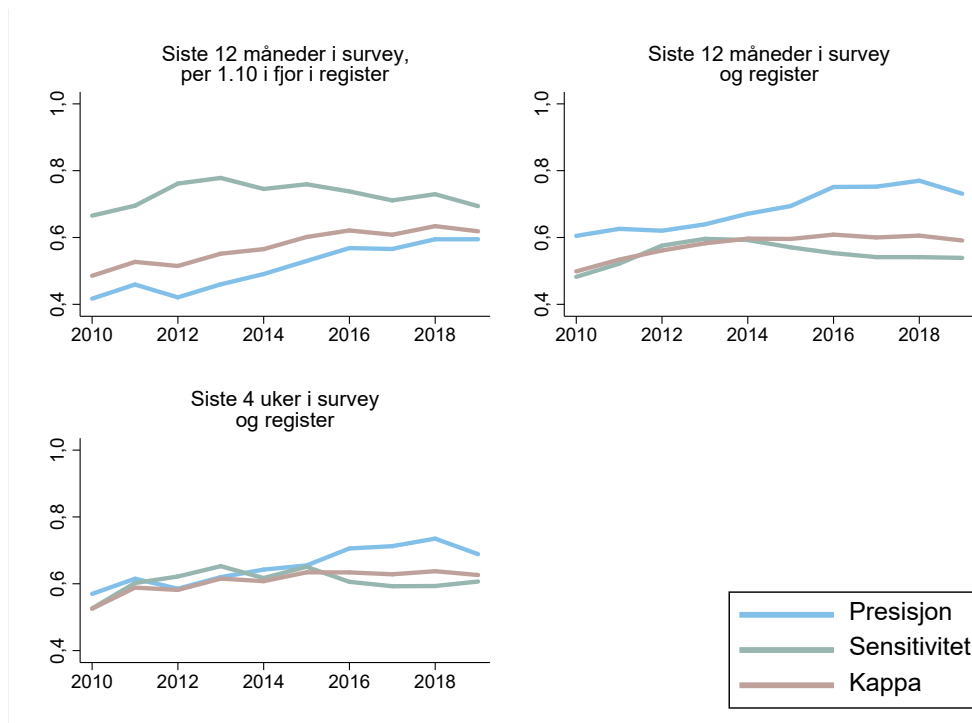
Vi har sett at avvikene mellom survey- og registerdata, og forekomsten av falske positive og falske negative svar, varierer mellom de ulike årgangene av Lærevilkårsmonitoren. De beregnede indikatorene på målefeil og samsvar varierer også litt etter hvilket mål og referanseperiode vi bruker som grunnlagt for sammenlikningene. Generelt viser våre resultater at presisjonen til Lærevilkårsmonitoren, og samsvaret mellom respondentenes rapporterte og registrerte deltakelse, har blitt stadig bedre over tid (figur 3.2). Det er først og fremst variasjonen i sensitiviteten (sannsynligheten for at en respondent som er registrert med deltakelse også rapporterer deltakelse)

som har den karakteristiske kulen vi så i sammenlikningen av andelene som var beregnet ved hjelp av henholdsvis survey- og registerdata (kapittel 2).

Det er interessant å merke seg at det i flere av årgangene hvor sensitiviteten i Lærevilkårsmonitoren er det vi kan karakterisere som uvanlig høy (særlig årene 2012–2014) også er blant årene hvor vi finner størst avvik mellom survey- og registerdata med hensyn til andelen med formell utdanning. Dette styrker mistanken om at målefeil, og spesielt forskjeller i sensitiviteten i de ulike årgangene av Lærevilkårsmonitoren, er en vesentlig del av forklaringen på de observerte avvikene mellom survey- og registerdata.

For å forstå disse endringene er det nyttig å være klar over at mål på sensitivitet og spesifisitet i prinsippet ikke påvirkes av den empiriske forekomsten av «sykdom» (her: andelen som er registrert med igangværende utdanning i utdanningsregisteret), mens mål på presisjon og samsvar påvirkes av dette. Det betyr at den tidligere nevnte økningen i registrert igangværende utdanning (se figur 2.1) har ført til at vi i senere årganger av Lærevilkårsmonitoren både får bedre samsvar målt ved Cohens kapp, mellom indikatoren for deltakelse i formell utdanning siste 12 måneder generelt, og at det er stadig mer sannsynlig at de som har rapportert at de har deltatt i formell utdanning i løpet av de siste 12 månedene også er registret med igangværende utdanning i utdanningsregisteret året før. Lærevilkårsmonitoren har blitt mer presis. Det at sensitiviteten er høyere i noen årganger enn andre har naturligvis også spilt en rolle for hvor godt samsvar det er mellom Lærevilkårsmonitoren og utdanningsregisteret, men det er uklart hvorfor sensitiviteten er høyere i noen årganger enn andre. Vi kjenner ikke til at det har vært endringer i spørsmålsformuleringer eller annet som kan forklare forskjellene.

Figur 3.2 Indikatorer på målefeil og samsvar mellom survey og register når rapportert deltakelse i formell videreutdanning sammenliknes med registrert deltakelse for ulike referanseperioder.



3.4 Formell utdanning og formell videreutdanning

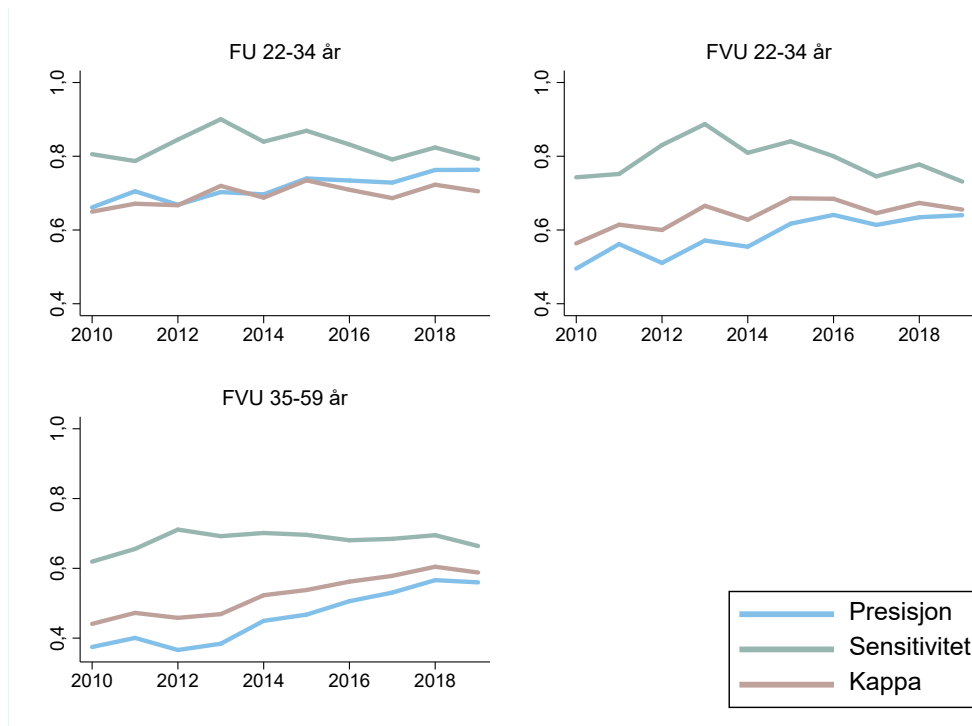
Vi husker at formell videreutdanning i Lærevilkårsmonitoren måles ved å kombinere survey- og registerdata, og at formell videreutdanning blant unge (22–34 år) er avgrenset til formell utdanning som tas etter at man minst har hatt et treårig opphold i utdanningen. Vi husker også at avviket mellom survey- og registerdata er størst når det gjelder formell utdanning, men at mønsteret på avviket («kulen» på linjen som viser trenden og at avviket blir mindre over tid) er nokså likt for formell utdanning og formell videreutdanning (kapittel 2). Også indikatorene for samsvar og målefeil varierer om vi ser på formell utdanning eller formell videreutdanning – og mellom unge og eldre respondenter.

Det er for det første nivåforskjeller mellom de ulike målene og aldersgruppene (figur 3.3). Blant respondenter 22–34 år finner vi litt høyere sensitivitet, presisjon og samsvar om vi ser på formell utdanning enn om vi ser på formell videreutdanning. Spesifisiteten i denne aldersgruppen er litt lavere for formell utdanning enn for formell videreutdanning. Det betyr at indikatoren på formell utdanning i Lærevilkårsmonitoren (som kun er basert på surveydata) er bedre til å fange opp registrert forekomst av slik utdanning blant respondenter 22–34 år enn indikatoren for formell videreutdanning (som kombinerer survey- og registerdata). Dette kan virke kontraintuitivt, men forklaringen er at det er bedre samsvar mellom Lærevilkårsmonitoren og utdanningsregisteret når det gjelder formell utdanning blant respondenter som er registrert uten et treårig opphold i utdanningen enn blant respondenter som er registrert med et slikt opphold²⁰. Resultatene viser også lavere målefeil (høyere sensitivitet og presisjon) og bedre samsvar mellom Lærevilkårsmonitoren og utdanningsregisteret (høyere Kappa) blant respondenter 22–34 år enn blant respondenter 35–59 år.

Endringene i sensitivitet, presisjon og samsvar over tid blant unge og eldre respondenter følger stort sett samme mønster som indikatorene på samsvar og målefeil i indikatoren for formell videreutdanning blant alle respondentene (figur 3.2): Presisjonen til Lærevilkårsmonitoren, og samsvaret mellom Lærevilkårsmonitoren og utdanningsregisteret, har blitt stadig bedre i begge aldersgruppene. Også samsvaret (målt med kappa) har økt i løpet av perioden, og vi finner en sterk økning i sensitiviteten i begynnelsen av perioden. Imidlertid er det etter hvert velkjente mønsteret med kulen på linjen som viser trenden i sensitiviteten, langt mer framtrædende blant yngre (22–34 år) enn blant eldre (35–59 år) respondenter.

²⁰ Blant de i aldersgruppen som er registrert med et treårig opphold i utdanningen vil det imidlertid være høyere spesifisitet om vi ser på formell utdanning enn om vi ser på formell videreutdanning. Forklaringen på dette er at alle som ikke har hatt et slikt opphold blir klassifisert som at de ikke har deltatt i formell videreutdanning – uavhengig av om deres selvrapporterte status som deltaker i formell utdanning er i samsvar med utdanningsregisteret eller ikke. Respondenter som «svarte feil» på spørsmålet om formell utdanning vil følgelig bli klassifisert som sanne negative deltakere i formell videreutdanning. Dette gir bare utslag på indikatorer for målefeil og samsvar som er basert på andelen sanne negative (som spesifisitet, som beregnes ved å ta andelen sanne negative av summen av sanne negative og falske positive). Indikatorene for sensitivitet (sanne positive som andel av summen av sanne positive og falske negative) og presisjon (sanne positive som andel av summen av sanne positive og falske positive) påvirkes ikke.

Figur 3.3 Indikatorer på målefeil og samsvar mellom survey og register i to aldersgrupper. Rapportert deltakelse i formell utdanning (FU) eller formell videreutdanning (FVU) siste 12 måneder sammenliknet med status i utdanningsregisteret per 1.10 året før.



3.5 Samsvar etter utdanningsnivå

Vi har sett (i kapittel 2) at det er ganske store avvik mellom den rapporterte og den registrerte andelen som deltok i formell videreutdanning på universitet eller høyskole. Muligheten for å skille mellom type utdanning på denne måten oppsto etter at man fra og med 2015 inkluderte spørsmål om utdanningsnivå i Lærevilkårsmonitoren. I utdanningsregisteret (situasjonsuttrekket per 1.oktober) kan sammenliknbare mål på utdanningsnivå for igangværende utdanning konstrueres ved hjelp av første siffer i utdanningskoden (NUS-koden). Vi har undersøkt samsvar mellom de rapporterte og de registrerte opplysningene om hvilket nivå deltakelsen i formell utdanning var på.

Tabell 3.3 Respondenter i Lærevilkårsmonitoren 2015-2019 etter rapportert og registrert nivå på formell videreutdanning (FVU). Registrert nivå på igangværende videreutdanning per 1.10 året før.

Register	Survey			
	Ikke FVU	Fagskole eller lavere	Kort høyere	Lang høyere
Ikke FVU	57134	666	426	248
Fagskole eller lavere	240	309	28	1
Kort høyere	460	30	813	171
Lang høyere	180	1	10	268

Når vi ser på formell videreutdanning, finner vi moderat samsvar ($\kappa = 0,54$) mellom utdanningsnivået respondentene har rapportert og utdanningsnivået de er registrert med per 1. oktober året før²¹. Blant de som både har rapportert og registrert deltakelse i formell videreutdanning (høyt samsvar mellom rapportert og registrert deltakelse) er det også høyt samsvar med hensyn til hvilken type videreutdanning det er snakk om.

Det er likevel slik at to av tre som svarte at de deltok i formell videreutdanning på fagskole eller lavere nivå ikke er registrert med formell videreutdanning i utdanningsregisteret. Rundt en tredjedel av de som har svart at de deltok i formell videreutdanning på universitet eller høyskole er ikke registrert med formell videreutdanning i utdanningsregisteret. De som er registrert med formell videreutdanning uten at de har rapportert slik deltakelse utgjør en veldig liten andel (rundt 2 prosent) av alle som har svart at de ikke deltok i formell videreutdanning.

Videre ser vi at det er få av respondentene som er registrert med formell videreutdanning på fagskolenivå eller lavere som rapporterer deltakelse på høyere nivå enn dette. Blant de som er registrert med formell videreutdanning på kort høyere nivå (bachelornivå og kortere kurs på universitet eller høyskole) er det imidlertid også en ikke ubetydelig andel (12 prosent) som svarer at de deltok i formell videreutdanning på høyeste nivå.

En mulighet man har om man bruker data fra Lærevilkårsmonitoren fra 2015 eller senere, er å benytte spørsmålene om rapportert nivå på utdanningen man deltok i til å avgrense gruppen man klassifiserer med deltakelse i formell videreutdanning. Man kan for eksempel kreve at respondentene må ha deltatt i formell videreutdanning på et universitet eller en høyskole for at vi skal klassifisere dem med deltakelse i formell videreutdanning. Formålet med en slik framgangsmåte vil typisk være å øke presisjonen til målet man bruker.

Vi har beregnet presisjonen til indikatoren for deltakelse i formell videreutdanning hvis vi bruker opplysninger om hvilket nivå den rapporterte deltakelsen foregikk på til å avgrense rapportert deltakelse. Den rapporterte deltakelsen er så sammenliknet med respondentens registrerte deltakelse i formell videreutdanning, basert på enten situasjonsuttrekket per 1.oktober eller forløpstabellen over kurs (tabell 3.4). Resultatene tyder på at det er mulig å oppnå høyere presisjon på indikatoren for formell videreutdanning hvis vi avgrenser slik utdanning til utdanning på universitets- eller høyskolenivå. Det ser imidlertid ikke ut til å øke presisjonen ytterligere om vi avgrenser videre til formell utdanning og videreutdanning på masternivå eller høyere.

Tabell 3.4 Beregnet presisjon til indikatoren for å ha deltatt i formell videreutdanning (FVU) i Lærevilkårsmonitoren hvis vi bruker spørsmål om type utdanning til å avgrense deltakelse på ulikt vis. Prosent.

Avgrensning av FVU i survey	FVU i register per 1.10 forrige år	FVU i register siste 12 måneder
FVU minst på grunnskolenivå	54,9	75,1
FVU minst på universitets-/høyskolenivå	65,7	85,4
FVU minst på hovedfag-/masternivå	64,0	83,5

²¹ En tilsvarende tabell kan lages for samsvaret mellom rapportert og formell utdanning uten å skille ut dem med et treårig opphold i studiene. Når vi gjør dette finner vi at $\kappa = 0,62$ (betydelig samsvar).

3.6 Målefeil i undergrupper

Vi har også undersøkt målefeil i ulike undergrupper av respondentene som deltok i Lærevilkårsmonitoren i perioden. Indikatorene på målefeil (presisjon og sensitivitet) og samsvar (kappa) er basert på samsvaret mellom rapportert deltakelse og registrert deltakelse i løpet av de siste 12 månedene (data fra forløpstabellen over kurs). Vi har begrenset data til årgangene 2015-2019 fordi vi har sett at det er bedre samsvar, og mindre målefeil, mellom survey- og registerdata i disse årgangene. Vi undersøker med andre ord hvordan samsvaret mellom registrert og rapportert deltakelse i formell videreutdanning varierer mellom undergrupper i de årgangene hvor det samlet sett er best samsvar. Resultatene (tabell 3.5) viser at det er store forskjeller i indikatorene for målefeil og samsvar mellom undergrupper av respondentene som deltok i disse årgangene.

Det er bedre samsvar mellom rapportert og registrert formell videreutdanning blant ikke-sysselsatte enn blant sysselsatte. Dette kommer til uttrykk ved høyere presisjon, sensitivitet og verdi for kappa for ikke-sysselsatte. Deler vi respondentene inn i aldersgrupper finner vi at samsvaret mellom rapportert og registrert videreutdanning er høyest blant de yngre respondentene (22–34 år). Videre ser vi at samsvaret er bedre (høyere presisjon, sensitivitet og kappa) blant kvinner enn blant menn. Blant respondenter med grunnskole som høyeste fullførte utdanningsnivå er samsvaret mellom registrert og rapportert videreutdanning dårligere enn blant respondenter med fullført utdanning på videregående eller høgskole-/universitetsnivå.

Ser vi på respondenter med ulikt yrke ser vi at det er best samsvar mellom rapportert og registrert videreutdanning blant respondenter med akademiske yrker og respondenter med salgs- og serviceyrker. Det er dårlig samsvar (kappa = 0,38) mellom rapportert og registrert videreutdanning blant prosess- og maskinoperatører, og indikatoren for deltakelse er også svært lite presis (30 prosent) i denne gruppen. Også respondenter som jobber innenfor næringsgruppen «bergverksdrift mv., industri, elektrisitet, vann og renovasjon» skiller seg ut med dårlig samsvar (kappa = 0,39 og presisjon = 31 prosent) mellom rapportert og registrert videreutdanning. En mulig forklaring på dette kan være at det i en del bransjer er lovpålagte sertifiseringer knyttet til sikkerhet og lignende. Det kan være det er dette Lærevilkårsmonitoren fanger opp, men som ikke er å finne i registerdata.

Tabell 3.5 Andel klassifisert med formell videreutdanning (FVU) i ulike undergrupper av respondentene i Lærevilkårsmonitoren 2015–2019. Indikatorer på målefeil og samsvar for dem som har svart. Prosent.

	FVU	Presisjon	Sensitivitet	Kappa
Sysselsatte	6,4	48,7	70,8	0,554
Ikke sysselsatte	10,0	58,1	80,0	0,642
22–34 år	9,0	58,4	79,1	0,643
35–59 år	5,9	45,2	68,0	0,521
Menn	5,3	48,6	70,1	0,554
Kvinner	8,5	51,8	74,4	0,581
Grunnskole	5,9	39,8	71,4	0,489
Videregående	5,8	51,8	77,3	0,601
Høgskole/universitet	8,3	53,3	70,1	0,575
Ledere	5,2	44,5	64,9	0,507
Akademiske yrker	8,6	55,3	71,1	0,591
Høgskoleyrker	5,4	44,8	66,6	0,514
Kontoryrker	4,0	44,9	67,3	0,523
Salgs- og serviceyrker	8,1	52,8	80,5	0,612
Håndverkere	3,6	41,6	72,0	0,514
Prosess- og maskinoperatører mv.	2,9	29,3	58,7	0,379
Andre yrker	5,5	37,2	66,3	0,455
Jordbruk, skogbruk og fiske	3,0	33,8	66,7	0,438
Bergverksdrift mv., industri, elektrisitet, vann og renovasjon	3,3	30,8	58,9	0,390
Bygge- og anleggsvirksomhet	4,1	42,9	67,4	0,508
Varehandel, reparasjon av motorvogner	3,8	50,8	81,2	0,613
Transport og lagring	3,0	36,4	66,0	0,457
Overnattings- og serveringsvirksomhet	5,7	52,4	81,5	0,620
Informasjon og kommunikasjon	3,6	41,3	62,7	0,483
Finansiering og forsikring	5,2	42,6	57,8	0,467
Teknisk og forretningsmessig tjenesteyting	4,7	42,3	66,9	0,500
Offentlig administrasjon, forsvar, sosialforsikring	7,9	39,7	57,9	0,434
Undervisning	12,7	59,6	71,1	0,602
Helse- og sosialtjenester	9,9	51,3	75,5	0,576
Personlig tjenesteyting	5,7	54,0	72,0	0,598

Respondenter som arbeider i næringene undervisning (kappa = 0,60), helse- og sosialtjenester (kappa = 0,58) eller i overnattings- og serveringsvirksomheter (kappa = 0,62) skiller seg ut med spesielt godt samsvar mellom rapportert og registrert videreutdanning. En mulig forklaring på det høye samsvaret blant respondenter som jobber med undervisning og helse- og sosialtjenester kan være at sysselsatte i disse næringene (som lærere og sykepleiere) har spesielt gode systemer for videreutdanning. En mulig forklaring på at det er mindre målefeil og høyere samsvar blant sysselsatte i overnattings- og serveringsvirksomheter kan være at slike næringer har

mange studenter som jobber deltid, noe som også er tilfelle for sysselsatte innenfor salgs- og serviceyrker. Det er rimelig å anta at respondenter som hører til disse gruppene har særlig god oversikt over egen formelle utdanning og videreutdanning og derfor i mindre grad svarer «feil». Det ser ut til å være et generelt mønster at i grupper der deltakelsen i formell videreutdanning er høy, er det også bedre samsvar mellom rapportert og registrert videreutdanning.

3.7 Oppsummering

Vi har sett at samsvaret mellom respondentenes svar på spørsmål om deltakelse i formell videreutdanning i Lærevilkårsmonitoren og deres registrerte status som deltakere i videreutdanning i utdanningsregisteret har blitt stadig bedre i perioden vi ser på. Målefeil ser likevel ut til å kunne være en rimelig forklaring på i hvert fall noe av det observerte avviket mellom trenden i rapportert deltakelse i formell videreutdanning basert på Lærevilkårsmonitoren og trenden i formell videreutdanning basert på data fra utdanningsregisteret.

Spesielt har vi sett at forskjeller i sannsynligheten for at en respondent blir klassifisert med formell videreutdanning i Lærevilkårsmonitoren hvis hun er registrert med formell videreutdanning i utdanningsregisteret (sensitiviteten til Lærevilkårsmonitoren) følger samme mønster som de observerte avvikene. Det ser imidlertid ut til å være i årgangene der sensitiviteten var spesielt høy (årgangene 2012–2014) at avviket mellom Lærevilkårsmonitoren og utdanningsregisteret var størst.

Vi har videre sett at det er bedre samsvar mellom Lærevilkårsmonitoren og utdanningsregisteret når Lærevilkårsmonitoren brukes til å måle formell utdanning enn når den brukes til å måle formell videreutdanning, men samsvaret er likevel bedre blant personer 22–34 år (hvor formell videreutdanning blir avgrenset til de som har deltatt i formell utdanning og har hatt et treårig opphold i utdannelsen) enn blant personer 35–59 år (hvor formell videreutdanning er det samme som formell utdanning).

En mulighet for å redusere betydningen av målefeil i analyser av videreutdanning basert på data fra Lærevilkårsmonitoren, som har blitt mulig i de senere årganger av Lærevilkårsmonitoren, er å avgrense formell videreutdanning til utdanning som er tatt på høyskole eller universitet. Samsvaret mellom Lærevilkårsmonitoren og utdanningsregisteret er bedre for slik utdanning enn for utdanning på lavere nivåer. Hvis man er interessert i formell videreutdanning på lavere nivå (f.eks. fagopplæring) bør man i større grad ta hensyn til at beregninger vil kunne være påvirket av målefeil.

Til slutt så vi at samsvaret mellom Lærevilkårsmonitoren og utdanningsregisteret varierte en god del mellom ulike undergrupper av respondenter. Mange av disse forskjellene er nok som forventet. Det er vanskelig å forutsi om og hvordan målefeil vil påvirke beregninger basert på data fra Lærevilkårsmonitoren der ulike undergrupper av data inngår. Imidlertid bør man være klar over at målefeil kan ha betydning, og at betydningen vil kunne variere etter hvilke undergrupper som inngår i analysen.

4 Utvalgsfeil i Lærevilkårsmonitoren

Mens målefeil er knyttet til forståelsen av Lærevilkårsmonitoren som målemetode (måten spørsmålene er utformet mv.), er utvalgsfeil relatert til hvem som svarer på undersøkelsen og i mindre grad hva de faktisk svarer. Hvis de observerte avvikene vi har sett tidligere (kapittel 2) skyldes skjeve utvalg, skulle man derfor forvente at andelen som er registrert med formell videreutdanning i utvalgene som deltar i Lærevilkårsmonitoren avviker fra den tilsvarende andelen i et like stort utvalg uten utvalgsfeil.

4.1 Sammenlikning med utvalg trukket uten feil

Siden vi har tilgang til data om hele populasjonen (registerdataene er populasjonsdata), er det enkelt å trekke nye utvalg som vi vet ikke har utvalgsfeil. Vi gjør dette ved å trekke et enkelt tilfeldig utvalg fra populasjonen hvert år, og (senere) ved å trekke et enkelt tilfeldig utvalg for hver undergruppe. En rimelig antakelse er at eventuelle målefeil i registerdata når det gjelder formell videreutdanning ikke er systematisk relatert til en slik utvalgsprosedyre²².

Andelen med formell videreutdanning målt ved registerdata i bestemte år-ganger/undergrupper av Lærevilkårsmonitoren kan derfor sammenliknes med tilsvarende data fra utvalg som er trukket uten feil, og vi får en test på forekomsten av utvalgsfeil. Vi har gjort dette for alle de ti årene 2010–2019, og hvert år undersøkt forskjeller i andelen som er registrert med formell videreutdanning mellom utvalget som brukes i Lærevilkårsmonitoren og et tilfeldig trukket utvalg fra populasjonen av personer 22–59 år som er bosatte per 1.januar.

Resultatene viser at andelen i de ulike utvalgene av Lærevilkårsmonitoren som er registrert med formell videreutdanning i utdanningsregisteret avviker lite fra andelen i tilsvarende utvalg som er trukket uten utvalgsfeil (tabell 4.1). Kanskje det er mulig å se en svak tendens til at andelen som er registrert med formell videreutdanning i Lærevilkårsmonitoren er litt høyere enn den tilsvarende andelen i utvalg som er trukket uten feil.

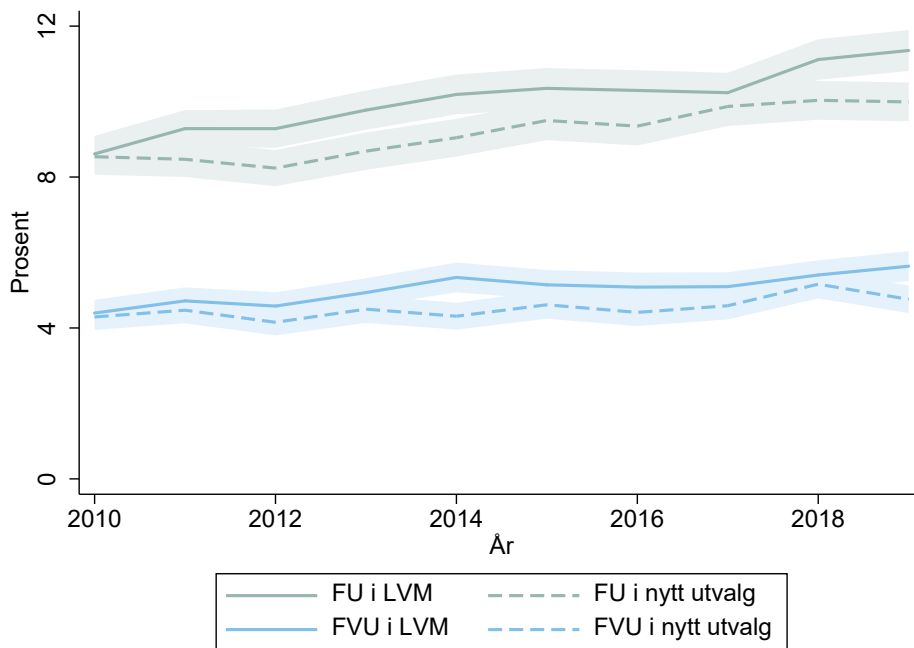
²² Merk at vi kun trekker et enkelt utvalg som tjener som sammenlikningsgrunnlag hver gang vi sammenlikner LVM-utvalg med utvalget «uten feil». Det betyr at sammenlikningene er «parametriske» og støtter seg tungt på teori om statistiske fordelinger. Alternativt kunne vi trukket et stort antall utvalg og sammenliknet resultater fra LVM-utvalget med fordelingen i alle de nye utvalgene, og gjort (ikke-parametriske) beregninger som i mindre grad støtter seg på statistiske fordelinger. En slik alternativ framgangsmåte er vanlig i simuleringsstudier som undersøker problemstillinger som ligner på de vi er opptatt av her (i slike studier trekker man gjerne 10 000 eller flere «sammenlikningsutvalg» for hver parameter som testes). Dette ville imidlertid vært altfor tidkrevende for dette prosjektet. Det er også slik at statistiske tester som rutinemessig blir rapportert (tester av forskjeller mellom gjennomsnitt, tester av regresjonskoeffisienter osv.) nesten alltid bygger på en statistisk fordeling (eks. normalfordelingen). Imidlertid er det grunn til å tro at vi ville fått noe forskjellig resultat hvis vi i stedet hadde benyttet en slik alternativ framgangsmåte.

Tabell 4.1 Andel av respondentene i Lærevilkårsmonitoren (LVM) som er registrert med formell videreutdanning (FVU) per 1.10 i fjor, tilvarende andeler i nye utvalg trukket uten feil og test av forskjellene mellom utvalgene.

År	N	Prosent registrert med FVU		Forskjell	
		LVM	Nytt utvalg	Prosentpoeng	p-verdi
2010	13187	4,4	4,4	-0,03	0,896
2011	13554	4,7	4,1	0,60	0,019
2012	12602	4,6	4,1	0,46	0,082
2013	12469	4,9	4,3	0,61	0,028
2014	12619	5,3	4,7	0,66	0,020
2015	12308	5,1	5,1	0,07	0,821
2016	12398	5,1	5,2	-0,07	0,802
2017	12725	5,1	4,3	0,81	0,003
2018	13117	5,4	5,2	0,25	0,375
2019	13111	5,6	4,8	0,82	0,004

Forskjellene mellom utvalgene er imidlertid ubetydelige, og dessuten justert ved hjelp av utvalgsvekter. En overrepresentasjon av responder med mye utdanning, som er vanlig i mange utvalg som brukes til spørreundersøkelser, ser altså ikke ut til å være et stort problem for oss. Det er også en svak tendens til at andelen som er registrert med formell videreutdanning i problemårene i begynnelsen av perioden er litt høyere enn den er i utvalg som er trukket uten feil. Mønsteret er likevel ikke tydelig nok til at det framstår som en rimelig forklaring på avvikene og klumpen vi har sett mellom survey- og registerdata.

Figur 4.1 Andel av respondentene i Lærevilkårsmonitoren (LVM) som er registrert med formell utdanning (FU) eller formell videreutdanning (FVU) per 1.10 i fjor og andeler i nye utvalg trukket uten feil.



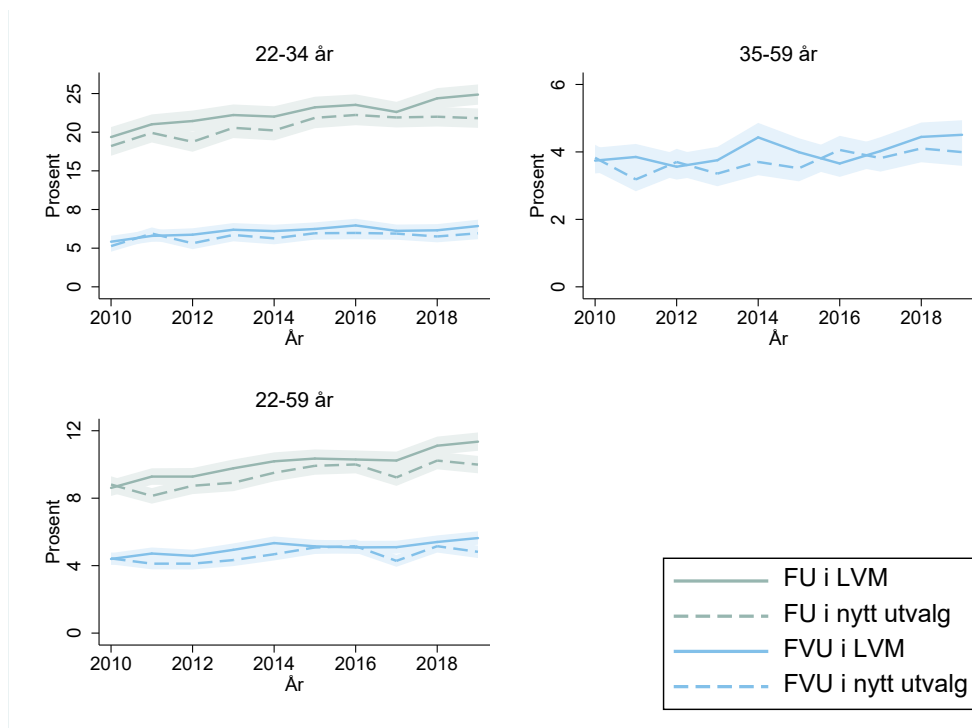
Siden utvalgene omfatter 12–13000 hvert år vil det være slik at selv små forskjeller blir statistisk signifikante. Konfidensintervallene rundt de beregnede andelene fra de to ulike utvalgene overlapper imidlertid nesten alle årene (figur 4.1) og forskjellene er små, og de fleste år heller ikke statistisk signifikante. I noen av årene (2011, 2013, 2014 og 2019) finner vi signifikante forskjeller ($p < 0,05$) mellom de to andelene, men forskjellene er små også her²³.

Basert på disse resultatene kan vi si at utvalgsfeil ikke ser ut til å være et stort problem når vi vil anslå andelen som deltar i formell utdanning eller videreutdanning ved hjelp av data fra Lærevilkårsmonitoren. Hvis utvalgene som er trukket til de ulike årgangene ikke er representative for populasjonen (bosatte 22–59 år) er det lite som tyder på at slik utvalgsskjevhet er relatert til nylig deltakelse i formell utdanning eller videreutdanning.

4.2 Formell utdanning og formell videreutdanning

Vi har også undersøkt forskjeller i andelen som er registrert med formell utdanning og formell videreutdanning for ulike aldersgrupper (figur 4.2) Resultatene basert på utvalget som er brukt i Lærevilkårsmonitoren og resultatene fra like store utvalg som er trukket uten feil er som vi ser omtrent like. Konfidensintervallene for de beregnede andelene overlapper stort sett alle år, i begge aldersgruppene og uavhengig av om vi ser på formell utdanning eller formell videreutdanning.

Figur 4.2 Andel av respondentene i Lærevilkårsmonitoren (LVM) i ulike aldersgrupper som er registrert med formell utdanning (FU) eller formell videreutdanning (FVU) per 1.10 i fjor og andeler i nye utvalg trukket uten feil.



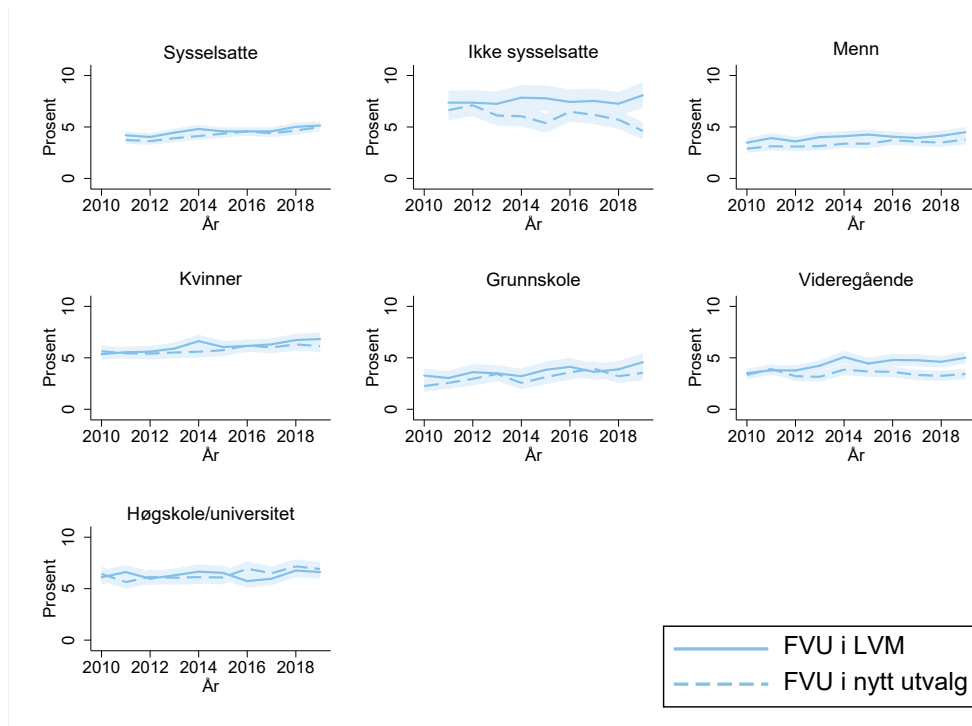
Merk ulik skala på y-aksene.

²³ Siden vi har valgt å teste andelene uten å korrigere standardfeilene for vektingen vil testene også overdrive forskjeller mellom andelene (høy fare for type I-feil).

4.3 Utvalgsfeil i undergrupper av data

Vi har til slutt sett på forskjeller i andelen som er registrert med formell videreutdanning i ulike undergrupper av data fra Lærevilkårsmonitoren. For hver undergruppe har vi trukket et like stort utvalg fra populasjonen av bosatte med samme egenskap (for eksempel at man er sysselsatt) som den som brukes for å skille ut undergruppen fra utvalget i Lærevilkårsmonitoren. Heller ikke i undergrupper av data basert på arbeidsmarkedsstatus (sysselsatt og ikke-sysselsatt), kjønn eller høyeste fullførte utdanning (grunnskole, videregående og høyskole/universitet) finner vi store forskjeller mellom utvalgene som brukes i Lærevilkårsmonitoren og utvalg trukket uten feil (figur 4.3).

Figur 4.3 Andel som er registrert med formell videreutdanning (FVU) per 1.10 i fjor blant undergrupper av respondentene i Lærevilkårsmonitoren (LVM) og blant bosatte i nye utvalg trukket uten feil. Personer 22–59 år.



4.4 Oppsummering

Sett under ett er det lite som tyder på at utvalgsfeil kan forklare stort av det observerte avviket mellom Lærevilkårsmonitoren og utdanningsregisteret når det gjelder den beregnede andelen som har deltatt i formell videreutdanning. Våre undersøkelser tyder på at utvalgsfeil nok kan ha medført at andelen som har deltatt i formell videreutdanning er noe høyere blant deltakerne i Lærevilkårsmonitoren enn i normalbefolkningen. Denne overrepresentasjonen ser imidlertid ut til å variere lite mellom de ulike årgangene av Lærevilkårsmonitoren, og vi finner ikke sterke indikasjoner på at utvalgsfeil kan forklare stort av forskjellene mellom trendene i de to datakildene.

Dette er kan hende ikke særlig overraskende, siden Arbeidskraftundersøkelsen, hvor Lærevilkårsmonitoren inngår i første kvartal, står i en særstilling sammenliknet med andre utvalgsundersøkelser. Det er hjemlet i Statistikkloven at personer som trekkes ut til å delta har plikt til å besvare den. SSB legger også ned et betydelig arbeid

i å rette opp kjente skjevheter. Representativiteten til utvalget etter vektning regnes for å være svært god. Det er likevel noen som ikke svarer, og dette er et problem hvis frafallet er systematisk relatert til formell videreutdanning, eller til uobserverte faktorer som er relatert til formell videreutdanning. Resultatene som er vist her gir imidlertid ikke stor grunn til bekymring.

5 Justering for måle- og utvalgsfeil

I de foregående kapitlene fant vi at samsvaret mellom hva respondentene svarer på spørsmål om deltakelse i formell videreutdanning i Lærevilkårsmonitoren og deres registrerte status som deltakere i videreutdanning i utdanningsregisteret har blitt stadig bedre i perioden vi ser på. Målefeil ser likevel ut til å kunne være en rimelig forklaring på i hvert fall noe av det observerte avviket mellom trenden i rapportert deltakelse basert på Lærevilkårsmonitoren og trenden basert på data fra utdanningsregisteret.

Spesielt har vi sett at forskjeller i sannsynligheten for at en respondent blir klassifisert med formell videreutdanning i Lærevilkårsmonitoren hvis hun er registrert med formell videreutdanning i utdanningsregisteret (sensitiviteten til Lærevilkårsmonitoren) følger samme mønster som de observerte avvikene. Det ser imidlertid ut til å være i årgangene der sensitiviteten var spesielt høy (årgangene 2012–2014) at avviket var størst. Vi har videre sett at det er bedre samsvar mellom Lærevilkårsmonitoren og utdanningsregisteret når Lærevilkårsmonitoren brukes til å måle formell utdanning enn når den brukes til å måle formell videreutdanning, men samsvaret er likevel bedre blant personer 22–34 år, hvor formell videreutdanning blir avgrenset til dem som har deltatt i formell utdanning og har hatt et treårig opphold i utdannelsen, enn blant personer 35–59 år hvor formell videreutdanning er det samme som formell utdanning.

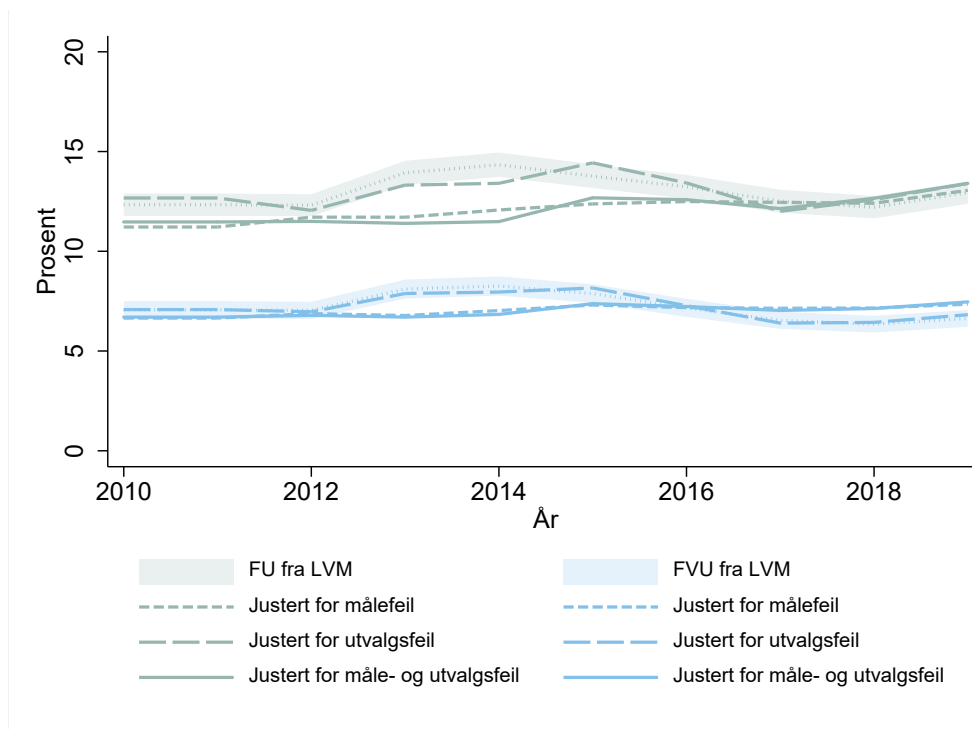
Samtidig har vi sett at det er lite som tyder på at utvalgsfeil kan forklare stort av det observerte avviket mellom Lærevilkårsmonitoren og utdanningsregisteret når det gjelder den beregnede andelen som har deltatt i formell videreutdanning. Våre undersøkelser tyder på at utvalgsfeil nok kan ha medført at andelen som har deltatt i formell videreutdanning er noe høyere blant deltakerne i Lærevilkårsmonitoren enn i normalbefolkningen. Denne overrepresentasjonen ser imidlertid ut til å variere lite mellom de ulike utvalgene av Lærevilkårsmonitoren, og vi finner ikke sterke indikasjoner på at utvalgsfeil kan forklare stort av forskjellene mellom trendene i de to datakildene.

Ved å benytte oss av de resultatene vi allerede har gjennomgått, kan vi beregne justerte forekomster av formell videreutdanning for de enkelte årene. Vi bruker det at prevalensen et gitt år er det samme som summen av sanne og falske positive (se kapittel 3). Sanne positive finner vi ved å multiplisere sensitiviteten (tabell 3.1) med andelen som er registrert med formell videreutdanning. Falske positive finner vi ved å multiplisere den såkalte falske positive raten som er lik $1 - \text{spesifisiteten}$, med andelen som ikke er registrert med formell videreutdanning. Når vi nå vil beregne andeler som deltar i formell videreutdanning justert for målefeil, gjør vi våre beregninger av sanne og falske positive ved å ta utgangspunkt i den registrerte andelen med formell videreutdanning i de ulike utvalgene (tabell 4.1) og bruker denne sammen med den gjennomsnittlige sensitiviteten og spesifisiteten på tvers av alle utvalgene. For at beregningene skal ha sammenheng med de observerte avvikene som er beskrevet i kapittel 2, bruker vi situasjonsuttrekket per 1.oktober fra utdanningsregisteret som utgangspunkt når vi justerer for målefeil. Den beregnede sensitiviteten

på tvers av alle utvalgene er rundt 95 prosent for både formell utdanning og formell videreutdanning.

For å beregne andeler justert for utvalgsfeil har vi konstruert såkalte post-stratifiseringsvekter basert på data om registrert formell videreutdanning i populasjonen av alle bosatte 22–59 år og i utvalget som brukes i Lærevilkårsmonitoren. Dette er standard framgangsmåte for å justere surveyutvalg for utvalgsskjevhet. Vi har konstruert vektene med utgangspunkt i strata basert på kalenderår, kjønn, aldersgruppe (22–34 år og 35–59 år) og utdanningsnivå (grunnskole, videregående og universitet/høgskole). Vekten er gitt ved å dividere antallet som er registrert med formell videreutdanning i populasjonen av alle bosatte på antallet som er registrert med formell videreutdanning i utvalget som benyttes i Lærevilkårsmonitoren innenfor hvert strata²⁴. Merk at vi her ikke er interessert i om utvalgene er skjeve før man veker for utvalgsskjevhet som er relatert til selve utvalgsprosedyren (andelen som deltar i utvalget). Dette justeres for ved å bruke vektene som er konstruert av SSB. Det vi er interessert i er å finne ut om deltakelse i Lærevilkårsmonitoren (også) er systematisk relatert til formell videreutdanning.

Figur 5.1 Beregnede andeler som har deltatt i formell utdanning eller formell videreutdanning siste 12 måneder. Justerte andeler fra Lærevilkårsmonitoren 2010–2019.

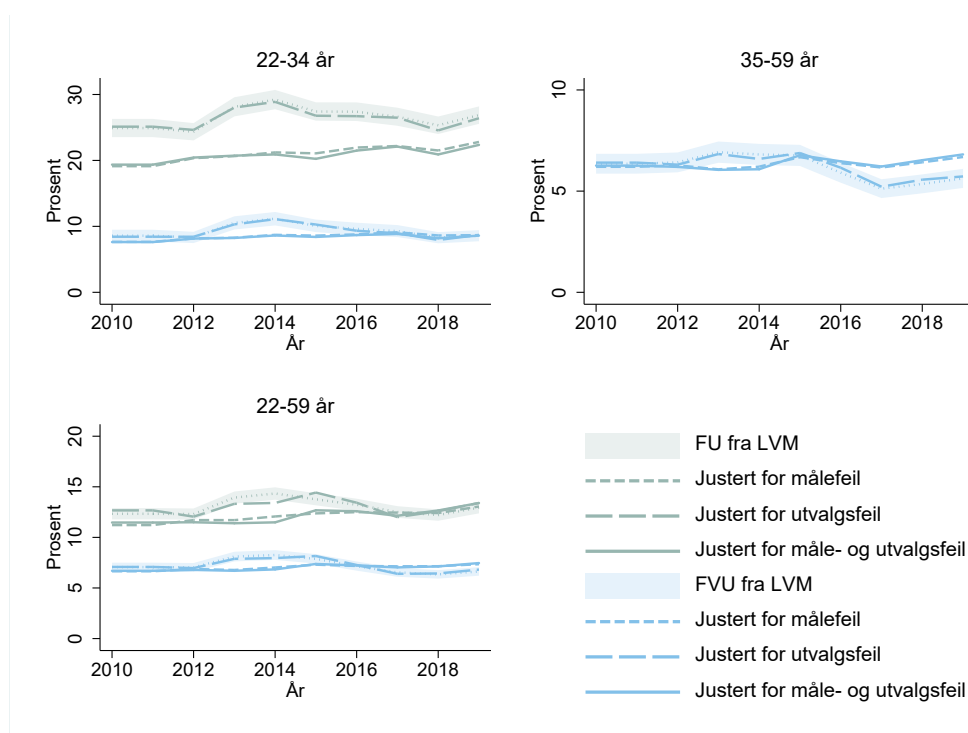


Resultatene fra denne øvelsen er vist i figur 5.1. Beregningene viser at målefeil har langt større potensial enn utvalgsfeil når det gjelder å forklare det observerte avviket

²⁴ Nevneren er gitt ved å multiplisere respondentens verdi på variabelen for registrert formell videreutdanning med surveyvekten som er konstruert av SSB (månedlig kvartalsvekt etter trimming). Dette gir oss det relevante populasjonsestimatet for antallet som er registret med formell videreutdanning i hvert strata basert på Lærevilkårsmonitoren. Vår konstruerte post-stratifiseringsvekt multipliseres så med surveyvekten som er konstruert av SSB for å få den endelige justeringsfaktoren som brukes i analysene.

mellom survey- og registerdata med hensyn til trenden i deltakelse i formell videreutdanning (se kapittel 2). Imidlertid blir det ikke helt korrekt å si at ekstra mye målefeil i enkeltårganger av Lærevilkårsmonitoren er ansvarlige for avviket mellom survey- og registerdata. Faktisk er det slik at samsvaret mellom survey- og registerdata har blitt stadig bedre i løpet av de siste ti årene. I de årgangene hvor avviket mellom survey- og registerdata ser ut til å være størst har dessuten særlig sensitiviteten (sannsynligheten for at en som er registrert med formell videreutdanning også rapporterer deltakelse i formell videreutdanning i Lærevilkårsmonitoren) vært høyere enn vanlig. Det er altså ikke uvanlig mye målefeil generelt, men snarere at sensitiviteten til Lærevilkårsmonitoren enkelte årganger var uvanlig høy, som må ta mye av skylden for at trenden i formell videreutdanning er forskjellig om vi måler det med Lærevilkårsmonitoren eller registerdata.

Figur 5.2 Beregnede andeler som har deltatt i formell utdanning eller formell videreutdanning siste 12 måneder i ulike aldersgrupper. Justerte andeler fra Lærevilkårsmonitoren 2010–2019.



Merk ulik skala på y-aksen.

På tilsvarende måte som vi gjorde for de ulike utvalgene hver for seg, har vi justert beregnede andeler blant de mellom 22–34 år (hvor tilleggskriteriet om et treårig opphold i utdanningen kommer til anvendelse) og for de mellom 35–59 år (hvor formell videreutdanning er det samme som formell utdanning). Resultatene (figur 5.2) viser det samme mønsteret som vi finner for utvalgene samlet.

Siden konfidensintervallene for den ujusterte andelen alltid overlapper med andelen som er justert for utvalgsfeil, konkludere vi med at utvalgsfeil som er relatert til formell utdanning eller videreutdanning, har lite eller ingen ting å si for resultatene. Det ser med andre ord ikke ut til å være nødvendig å justere beregninger av deltakelse i formell utdanning og videreutdanning fra Lærevilkårsmonitoren utover den justeringen som allerede skjer når vi anvender utvalgsvekten som er konstruert av SSB.

Derimot ser vi at vi ved å justere de beregnede andelene for målefeil forsvinner både den karakteristiske kulen på avviket mellom survey- og registerdata og vi får også nedjustert nivået på deltakelse slik at det stemmer bedre overens med fasiten basert på registerdata. Merk at den justeringen vi foretar her ikke er det samme som å *fjerne* målefeil, kun å justere slik at målefeilen er lik for alle. Vi kunne selvsagt også gjort beregninger hvor vi fjerner målefeil fullstendig, for eksempel ved å bruke et rent registerbasert mål på formell videreutdanning og ikke brukt opplysninger fra surveyen i det hele tatt²⁵. Siden utvalgsfeil ikke ser ut til å ha hatt betydning for avvikene mellom survey- og registerdata, ville de beregnede andelene da vært populasjonsestimater uten feil (men med statistisk usikkerhet siden de er basert på utvalg fra populasjonen). Dette ville imidlertid ikke vært en særlig nyttig øvelse i vår sammenheng her (men se neste kapittel), siden vi her først og fremst er interessert å belyse eventuelle problemer knyttet til rapportert deltakelse.

²⁵ Et slikt mål, som vi kan være nesten sikre på ikke inneholder målefeil, kunne f.eks. vært igangværende utdanning i løpet av de siste 12 måneder som er registrert i forløpstabellen over kurs i utdanningsregisteret.

6 Data fra Lærevilkårsmonitoren sett i sammenheng med registerdata

Vi har allerede sett at Lærevilkårsmonitoren og Arbeidskraftundersøkelsen AKU er en utvalgsundersøkelse der intervjuopplysninger er supplert med opplysninger fra utdanningsregisteret og andre registre. Registeropplysningene om respondentene kobles via unike ID-numre for personer og arbeidssteder (fødselsnummer, organisasjonsnummer), og bidrar både til redusert intervjubyrde for respondentene og bedre datakvalitet. I de foregående kapitlene har vi utnyttet dette til å undersøke måle- og utvalgsfeil i Lærevilkårsmonitoren. Vi er imidlertid også bedt om å foreslå måter dataene som samles inn til prosjektet kan brukes til å belyse nye interessante problemstillinger og sammenhenger knyttet til videreutdanning. Vi skal i dette kapitlet demonstrere at det å bruke surveydata fra Lærevilkårsmonitoren i sammenheng med registerdata fra SSB også gjør oss i stand til å gi et mer utfyllende empirisk bilde av formell videreutdanning i Norge enn om vi hadde vært begrenset til å bruke datakildene hver for seg.

6.1 Fordeler med å kombinere survey- og registerdata

En opplagt fordel med å kombinere survey- og registerdata er at vi får tilgang til opplysninger vi ellers ikke ville hatt tilgang til. Et eksempel er hvordan man i Lærevilkårsmonitoren kombinerer opplysninger fra utdanningsregisteret (om et eventuelt opphold i studiene) og intervjudata (om man har deltatt i formell utdanning siste 12 måneder) for å måle formell videreutdanning²⁶. En stor fordel med registerdata er også at opplysningene finnes for hele populasjonen, mens surveydata ofte vil mangle opplysninger fordi respondentene ikke har svart på alle spørsmålene i undersøkelsen. I noen tilfeller vil registerdata kunne brukes til å fylle hullene som oppstår på grunn av slikt partielt frafall. Siden registerdata vanligvis også inneholder opplysninger som er samlet inn gjentatte ganger for registerenhetene (f.eks. hvert år for personer), kan man ofte følge deltakerne i en tverrsnittsundersøkelse over tid.

Norske registerdata inneholder en enorm mengde detaljert informasjon om hele befolkningen. Ved å koble sammen opplysninger fra flere ulike registre (f.eks. opplysninger om de samme individene fra inntekts-, sysselsettings- og utdanningsregisteret) kan vi analysere sammenhenger av stor samfunnsmessig verdi (f.eks. sosial reproduksjon av ulikhet). Opplysningene er også lagret på svært effektive måter. Et eksempel er hvordan vi ved hjelp av en enkelt variabel (fødselsnummeret) både kan

²⁶ SSB bruker imidlertid registerdata til å kalibrere og justere surveydata fra AKU når det gjelder en rekke variabler (Bø & Håland, 2015).

identifisere en persons alder og kjønn²⁷ i registerdata, mens dette ville kreve to spørsmål i en survey. Et annet eksempel er hvordan opplysninger om igangværende og fullført utdanning er registrert i utdanningsregisteret. Norsk standard for utdanningsgruppering (NUS 2000) er et sekssifret kodesystem som klassifiserer utdanningsaktiviteter etter nivå og fag (Barrabés & Østlie, 2016). Første siffer betegner nivå og de fem neste sifrene brukes til å skille mellom ulike fagfelt (2. siffer), faggrupper (2.–3. siffer), utdanningsgrupper (2.–4. siffer) og enkeltutdanninger (1.–6. siffer). Kodesystemet gjør at det er mulig å hente opplysninger om alle personers utdanningsaktiviteter på et detaljeringsnivå som det er praktisk umulig å oppnå ved hjelp av surveydata.

Siden registerdata samles inn for å ivareta administrative hensyn, er det mange forskningsspørsmål som bare kan besvares ved hjelp av intervjudata. For eksempel er opplysninger om deltakelse i uformell opplæring og læring i jobben ikke tilgjengelige i registerdata. Siden vi har både register- og surveydata om deltakerne i Lærevilkårsmonitoren, kan vi imidlertid høste fordeler knyttet til begge datakildene for våre formål. Registerdata har spesielt to egenskaper som vi skal utnytte i det følgende, nemlig at informasjonen som fins i registrene er (1) mer detaljert og (2) spenner over en lengre tidsperiode enn det er praktisk mulig å få tilgang til ved hjelp av surveydata alene.

6.2 To ulike målemetoder

Vi starter med å se opplysninger fra Lærevilkårsmonitoren i sammenheng med detaljert informasjon om respondenters tidligere utdanning fra utdanningsregisteret. Som nevnt er slike opplysninger registrert i kodesystemet NUS 2000, som gir mulighet for å hente ut en enorm mengde detaljert informasjon om personers utdanningsaktiviteter. Opplysningene som er registrert om utdanningsaktiviteter for hvert individ er datert, noe som også gjør det mulig å identifisere når hvert enkelt kurs startet og ble avsluttet. Vi har tidligere brukt slike opplysninger i bearbeidet form til å identifisere opphold i utdanningsforløpet til respondentene i Lærevilkårsmonitoren, for å bestemme om personer er under risiko for formell videreutdanning.

Som nevnt kan survey- og registerdata betraktes som to ulike metoder å måle deltakelse i formell videreutdanning for respondentene i Lærevilkårsmonitoren. Vi har tidligere blant annet utnyttet dette til å beregne indikatorer for målefeil, men det kan også være nyttig og interessant å kombinere survey- og registerdata om formell videreutdanning i mer praktisk empirisk analyse. Et eksempel er hvis vi ønsker å undersøke sammenhenger mellom formell videreutdanning og et sett med individegenskaper, for eksempel ved hjelp av regresjonsanalyse, men er usikre på i hvilken grad sammenhengene vi finner når vi kun benytter surveydata er påvirket av målefeil.

Problemet med målefeil i den avhengige variabelen skaper særlige utfordringer når den avhengige variabelen er binær (f.eks. har / har ikke deltatt i formell videreutdanning), siden man vanligvis ønsker å benytte ikke-lineære regresjonsteknikker (vi bruker logistisk regresjon her). Når man benytter slike teknikker vil målefeil påvirke punkttestimatene i større grad enn i vanlig lineær regresjon på grunn av hvordan feilleddet er spesifisert. En måte å gå videre på i en slik situasjon er å gjøre to identiske

²⁷ Fødselsnummeret består av 11 siffer. De seks første sifrene viser fødselsdato (dato, måned år). De tre neste sifrene er individnummer hvor det tredje sifferet indikerer kjønn (partall betegner kvinne og oddetall betegner mann). De to siste sifrene er kontrollsiffer. I våre data er fødselsnummeret kryptert for å ivareta personvernet til individer, men variablene kjønn og fødselsår (som inngår i data) er avledet av det opprinnelige (ukrypterte) fødselsnummeret.

analyser, der utfallet (deltakelse i formell videreutdanning) i den andre analysen er målt på en slik måte at det er mindre risiko for målefeil. Som vi husker fra tidligere kapitler har vi et slikt mål tilgjengelig til dette prosjektet, nemlig deltakelse i formell videreutdanning i løpet av de siste 12 måneder målt ved hjelp av forløpstabellen over kurs i utdanningsregisteret. Framgangsmåten vil være en sensitivitetstest av resultatene som vi mistenker kan være påvirket av målefeil.

Resultatene fra to identiske regresjonsmodeller, men med den avhengige variabelen målt enten ved hjelp av survey- eller registerdata på denne måten, er vist i tabell 6.1. Resultatene fra de to modellene er ganske like, og både retning og styrke på sammenhengene er også ganske like. Resultatene fra de to modellene ligner hverandre mer om vi tolker resultatene ved hjelp av oddsrater enn om tolker resultatene ved hjelp av marginaleffekter, noe som har å gjøre med at oddsrater er mindre påvirket av at andelen som rapporterer deltakelse i formell videreutdanning generelt er høyere enn den registrerte deltakelsen. For eksempel viser begge modellene at kvinner har omtrent femti prosent høyere odds for å ha deltatt i formell videreutdanning enn menn, og konfidensintervallene fra de to modellene overlapper. Den absolutte forskjellen (marginaleffekten) er derimot beregnet til rundt 3 prosentpoeng i rapportert deltakelse og rundt 2 prosentpoeng i registrert deltakelse, og konfidensintervallene rundt disse marginaleffektene overlapper ikke.

Tabell 6.1 Oddsrater (OR) og marginaleffekter (ME) fra logistisk regresjon av deltakelse i formell videreutdanning (FVU) på individegenskaper.

	Rapportert FVU		Registrert FVU	
	OR	ME	OR	ME
Kvinne	1,506*** [1,43–1,59]	0,027*** [0,02–0,03]	1.462*** [1.37–1.56]	0.018*** [0.01–0.02]
Alder (ref. = 22-29 år)				
30–34 år	1,217*** [1,12–1,32]	0,017*** [0,01–0,02]	1.206*** [1.10–1.33]	0.012*** [0.01–0.02]
35–44 år	0,998 [0,93–1,07]	0,000 [–0,01–0,01]	0.932 [0.86–1.01]	–0.004 [–0.01–0.00]
45–59 år	0,452*** [0,42–0,49]	–0,046*** [–0,05–0,04]	0.381*** [0.35–0.42]	–0.039*** [–0.04–0.03]
Fullført utdanning (ref. = Grunnskole)				
Videregående	1,067 [0,99–1,15]	0,004 [–0,00–0,01]	1.402*** [1.26–1.56]	0.013*** [0.01–0.02]
Høgskole/universitet	1,305*** [1,21–1,41]	0,017*** [0,01–0,02]	1.912*** [1.72–2.12]	0.028*** [0.02–0.03]
Sysselsatt	0,556*** [0,52–0,59]	–0,045*** [–0,05–0,04]	0.521*** [0.48–0.56]	–0.037*** [–0.04–0.03]
Observasjoner	128503		127775	
Personer	77343		76747	
Pseudo R kvadrert	0,035		0,042	

Data fra Lærevilkårsmonitoren 2010–2019. Rapportert FVU er basert på spørsmål i Lærevilkårsmonitoren og opplysninger fra utdanningsregisteret (om personer 22–34 år har hatt et opphold i studiene). Registrert FVU er kun basert på opplysninger fra utdanningsregisteret. Egenskaper ved individene er målt med surveydata. Data er vektet (kvartalsvise vektorer etter trimming) og 95 % konfidensintervaller i klammer er basert på standardfeil som er justert for vektning og for at personer kan delta i surveyen mer enn en gang. Modellene inneholder også årsummier og et konstantledd. * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001

I praksis vil det neppe forekomme ofte at man har behov for så nøyaktige beregninger av kjønnsforskjeller at dette er et problem. Å gjennomføre en analyse med flere enn ett mål på fenomenet vi ønsker å belyse er imidlertid god praksis, og hjelper oss til å oppdage forhold som kan lede til feil konklusjoner. Hvis retning og styrke på sammenhengene er noenlunde like uansett hvordan vi måler fenomenet vi er interessert i, er det også enklere å konkludere på sikrere vis.

I en mer omfattende modell, der vi har begrenset data til respondenter som var sysselsatt på intervjuutidspunktet, ser vi at resultatene spriker noe mer (tabell 6.2). Fremdeles er det likevel slik at tolkningen av resultatene blir nokså lik uavhengig av om vi benytter rapportert eller registrert deltakelse i formell videreutdanning som avhengig variabel i regresjonsanalysen. For eksempel viser begge modellene at kvinner deltar mer enn menn, og at den aldersgruppen som deltar mest er de som er 30–34 år mens de som er 45–59 år deltar minst. Resultatene viser også at sysselsatte med kort ansiennitet (ansatt ett år eller mindre) har høyere deltakelse enn de med lengre ansiennitet. Sysselsatte i salgs- og serviceyrker deltar mer enn andre yrkesgrupper²⁸, og de som jobber i næringene undervisning, helse- og sosialtjenester eller offentlig administrasjon er de som deltar mest.

Siden resultatene fra de to modellene stemmer ganske godt overens, og hvis vi bare er interessert i grovere fortolkninger (f.eks. retning på sammenhenger e.l.), spiller det liten rolle om deltakelse i formell videreutdanning er målt med register- eller surveydata når vi bruker data fra Lærevilkårsmonitoren på den måten som er vist her. Går vi mer detaljert til verks, ser vi imidlertid at det også er noen forskjeller mellom resultatene fra de to modellene. Et eksempel er sammenhengen mellom fullført utdanningsnivå og deltakelse i formell videreutdanning: Sammenhengen mellom fullført utdanningsnivå og rapportert deltakelse i formell videreutdanning er ikke statistisk signifikant. Den registrerte deltakelsen er imidlertid større både blant de som har fullført videregående (OR = 1,16 og $p < 0,05$) og de med høgskole/universitetsutdanning (OR = 1,4 og $p < 0,001$) sammenliknet med referansegruppen grunnskole.

Tabell 6.2 Oddsrate (OR) og marginaleffekter (ME) fra logistisk regresjon av deltakelse i formell videreutdanning (FVU) på egenskaper ved sysselsatte.

	Rapportert FVU		Registrert FVU	
	OR	ME	OR	ME
Kvinne	1,165***	0,009***	1,103*	0,004*
Alder (ref, = 22–34 år)				
30–34 år	1,285***	0,018***	1,292***	0,014***
35–44 år	1,094*	0,006*	1,039	0,002
45–59 år	0,573***	-0,029***	0,482***	-0,027***
Fullført utdanning (ref, = grunnskole)				
Videregående	0,954	-0,003	1,162*	0,006*
Høgskole/universitet	1,069	0,004	1,357***	0,012***
Jobbet < 1 år i virksomheten	1,225***	0,013***	1,370***	0,014***

²⁸ Det er vanskelig å skille forskjeller mellom yrkesgrupper fra forskjeller mellom næringsgrupper når både yrke- og næringsdummier er inkludert i samme modell slik vi har gjort her.

	Rapportert FVU		Registrert FVU	
	OR	ME	OR	ME
Yrke (ref. = salgs- og serviceyrker)				
Ledere	0,855*	-0,010*	0,883	-0,006
Akademiske yrker	0,793***	-0,015***	0,843**	-0,008**
Høyskoleyrker	0,791***	-0,015***	0,824**	-0,009**
Kontoryrker	0,662***	-0,024***	0,737**	-0,013**
Håndverkere	0,713***	-0,020***	0,660***	-0,017***
Prosess- og maskinoperatører	0,655***	-0,025***	0,579***	-0,021***
Andre yrker	0,917	-0,006	0,829	-0,008
Næring (ref. = varehandel mv.)				
Jordbruk, skogbruk og fiske	0,881	-0,005	0,777	-0,006
Bergverksdrift mv., industri, elektrisitet, vann og renovasjon	1,024	0,001	0,847	-0,004
Bygge- og anleggsvirksomhet	1,310**	0,012**	1,355*	0,009*
Transport og lagring	0,917	-0,003	0,840	-0,004
Overnattings- og serveringsvirksomhet	1,354*	0,013*	1,458*	0,012*
Informasjon og kommunikasjon	0,821	-0,007	0,774	-0,006
Finansiering og forsikring	1,313*	0,012*	1,447*	0,011*
Teknisk og forretningsmessig tjenesteyting, eiendomsdrift	1,225**	0,009**	1,200	0,005
Offentlig administrasjon, forsvar, sosialforsikring	2,190***	0,043***	2,192***	0,030***
Undervisning	3,381***	0,082***	4,138***	0,074***
Helse- og sosialtjenester	2,403***	0,050***	2,455***	0,036***
Personlig tjenesteyting	1,400**	0,015**	1,541***	0,014**
Observasjoner	98733		97469	
Personer	61117		60211	
BIC	8584473,8		6414820,4	
Pseudo R kvadrert	0,051		0,066	

Data fra Lærevilkårsmonitoren 2011–2019. Data er begrenset til respondenter som oppga at de var ansatt eller selvstendig (sysselsatte) på intervjuetidspunktet. Rapportert FVU er basert på spørsmål i Lærevilkårsmonitoren og opplysninger fra utdanningsregisteret (om personer 22–34 år har hatt et opphold i studiene). Registrert FVU er kun basert på opplysninger fra utdanningsregisteret. Egenskaper ved individene er målt med surveydata. Data er vektet (kvartalsvise vektorer etter trimming) og p-verdier er basert på standardfeil som er justert for vektning og for at personer kan delta i surveyen mer enn en gang. Modellene inneholder også årsummier og et konstantledd. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Hvis vi hadde konkludert på bakgrunn av resultatene fra den første modellen (rapportert deltakelse) ville vi altså feilaktig konkludert med at fullført utdanning ikke har særlig mye å si for om man deltar i formell videreutdanning eller ikke. Dette virker jo også intuitivt urimelig, og enkelte ville kanskje avvist resultatet på denne bakgrunnen. Det er imidlertid dårlig praksis å velge å stole mer eller mindre på enkeltresultater fra en analyse, fordi det skaper usikkerhet om samtlige resultater. Å gjennomføre en sensitivitetstest på den måten vi har gjort her vil derimot styrke konklusjoner

også om delresultater og delsammenhenger. Vi har sett at resultatene med hensyn til de andre sammenhengene er noenlunde like (med hensyn til retning og styrke) i de to modellene. Det ser altså særlig ut til å være sammenhengen mellom fullført utdanning og deltakelse i videreutdanning som er påvirket av målefeil. Sammenhengen mellom videreutdanning og hvilken utdanning man har fra før er imidlertid noe det er knyttet særlige utfordringer til når man bruker data fra Lærevilkårsmonitoren.

6.3 Deltakelse i formell videreutdanning etter tidligere oppnådd kompetanse

De fleste studier der man er opptatt av utdanningsforskjeller i et eller annet fenomen skiller mellom utdanningsgrupper etter utdanningsnivå uten å ta hensyn til fagområde eller oppnådd kompetanse. Hvis studien (eller utdanningsmålet) er basert på registerdata er det følgelig vanlig å kun ta utgangspunkt i første siffer i NUS-koden (utdanningsnivå) når man skiller mellom ulike fullførte utdanning. Det er imidlertid ikke vanskelig å måle fullført utdanning på mer detaljert vis. Den 6-sifrede NUS-koden inneholder som nevnt en utrolig mengde detaljert informasjon om registrerte utdanningsaktiviteter. En måte å skille mer detaljert mellom folks fullførte utdanning er å kombinere utdanningsnivå (1. siffer i NUS-koden) med informasjon om fagfelt (2. siffer i NUS-koden). Men fagfelt (klassifisert kun etter 2. siffer i NUS-koden) gir bare en svært generell beskrivelse av hvilken type utdanning man har fullført, noe som kan gjøre det vanskelig å trekke rimelige slutninger om hvordan videreutdanning henger sammen med tidligere fullført utdanning.

NUS-koden tjener også som utgangspunkt for en rekke varianter og klassifiseringer som er laget for å gruppere folks utdanningsaktiviteter på andre måter, for eksempel for å lage statistikk som er sammenliknbar på tvers av land (NUS kodes om til International Standard Classification of Education, ISCED). Statistisk sentralbyrå har også utviklet varianter av NUS kodesystemet som brukes til å produsere detaljert nasjonal statistikk. To slike varianter som virker relevante i vår sammenheng er *kodetype* og *kompetanse*. Kodetype beskriver hvorvidt NUS-koden er en kode for «enkelutdanning» eller en «samlekode». En samlekode beskriver utdanningsaktiviteter som kan bestå av flere utdanningsaktiviteter på ulike klassetrinn og med ulike varighet, og gjelder hovedsakelig utdanningsaktiviteter som ikke gir vitnemål/kvalifikasjon i seg selv. Samlekoder brukes med andre ord til å benevne utdanningsaktiviteter som kan klassifiseres som ikke-formell opplæring og vil oftest bestå av kortere kurs. Enkelutdanninger er utdanningsaktiviteter med likhet i fagkrets / faglig innhold, klassetrinn og varighet. Kompetansekoden gir oversikt over ulike typer av kompetanse fra videregående opplæring og brukes til å skille mellom utdanningsaktiviteter som gir generell studiekompetanse og yrkesfaglig opplæring som gir yrkeskompetanse med vitnemål eller fag-/svennebrev²⁹.

Basert på opplysninger fra utdanningsregisteret (situasjonsuttrekket per 1. oktober året før undersøkelsen) har vi målt oppnådd kompetanse på denne måten for respondentene i Lærevilkårsmonitoren. Vi gjennomførte så den samme analysen som tidligere (tabell 6.2), men byttet ut målet på fullført utdanning med det nye målet på oppnådd kompetanse. Resultatene (tabell 6.3) tyder på at sammenhengen mellom

²⁹ Kompetansekoden har opprinnelig fem verdier: Generell studiekompetanse (1), Yrkeskompetanse dokumentert med svennebrev eller fagbrev, læretid normalt etter to år i skole (2), Yrkeskompetanse dokumentert med vitnemål (3), Underveis til yrkeskompetanse, tredje år i skole før læretid (4), Yrkeskompetanse dokumentert med svennebrev eller fagbrev, læretid etter tre år i skole (5).

fullført utdanning og videreutdanning er mer komplisert enn det som kommer fram om vi måler fullført utdanning på mindre detaljert vis.

Tabell 6.3 Oddsratere (OR) og marginaeffekter (ME) av oppnådd kompetanse for deltakelse i formell videreutdanning (FVU) blant sysselsatte.

	Rapportert FVU		Registrert FVU	
	OR	ME	OR	ME
Oppnådd kompetanse (ref. = ikke fullført videregående)				
Studieforberedende	1.560***	0.028***	2.076***	0.031***
Yrkeskompetanse	0.927	-0.004	1.094	0.003
Fagskole	1.169	0.009	1.878***	0.026**
Bachelor	1.146*	0.008*	1.608***	0.018***
Master	0.953	-0.002	1.259*	0.008*
PhD	0.645*	-0.019**	0.853	-0.004
Kortere kurs	1.545***	0.028***	2.063***	0.031***
Observasjoner	98917		97606	
Personer	61213		60290	
BIC	8561911.7		6373145.3	
Pseudo R kvadrert	0.056		0.073	

Data fra Lærevilkårsmonitoren 2011–2019. Data er begrenset til respondenter som oppga at de var ansatt eller selvstendig (sysselsatte) på intervju tidspunktet. Rapportert FVU er basert på spørsmål i Lærevilkårsmonitoren og opplysninger fra utdanningsregisteret (om personer 22–34 år har hatt et opphold i studiene). Registrert FVU er kun basert på opplysninger fra utdanningsregisteret. Egenskaper ved individene er målt med surveydata. Data er vektet (kvartalsvise vektorer etter trimming) og p-verdier er basert på standardfeil som er justert for vektning og for at personer kan delta i surveyen mer enn en gang. Modellene er identiske med modellene som er grunnlaget for resultatene i tabell 6.2 (bortsett fra at «fullført utdanning» er byttet ut med «oppnådd kompetanse»). Høyeste oppnådde kompetanse per 1.10 året før. Kortere kurs betyr at høyeste oppnådde kompetanse har en NUS kode som er en «samlekode» (kodetype 1). Samlekoder brukes vanligvis om utdanningsaktiviteter av kortere varighet som ikke gir formelle kvalifikasjoner eller vitnemål i seg selv.

* p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001

Det første vi legger merke til er at sammenhengene mellom oppnådd kompetanse og sannsynligheten for å ha deltatt i videreutdanning er mindre påvirket av målefeil i den avhengige variabelen (resultatene er likere på tvers av modellene for rapportert og registrert videreutdanning). I den nye analysen (tabell 6.3) finner vi at de som har studieforberedende som høyeste oppnådde kompetanse har signifikant høyere odds for å ha deltatt i videreutdanning sammenliknet med referansegruppen ikke fullført videregående, enten vi måler formell videreutdanning som rapportert deltakelse (OR = 1,6 og p < 0,001) eller som registrert deltakelse (OR = 2,1 og p < 0,001). Marginaeffektene fra de to modellene er omtrent like (ME = 0,03 og p < 0,001). De som har oppnådd yrkeskompetanse har derimot ikke signifikant høyere eller lavere deltakelse i videreutdanning enn referansegruppen (p > 0,05). Referansegruppen (de som ikke har fullført videregående) inkluderer både de med grunnskole som høyeste fullførte utdanningsnivå og de som er registrert med videregående utdanning uten å ha oppnådd videregående kompetanse; typisk personer som er registrert med NUS-nivå 3, som svarer til videregående grunnutdanning.

Vi finner videre at de som har bachelorgrad som sin høyeste fullførte utdanning har høyere odds enn referansegruppen for å ha deltatt i videreutdanning, både i mo-

dellen av rapportert deltakelse (OR = 1,15 og $p < 0,05$) og i modellen av registrert deltakelse, hvor den avhengige variabelen er mindre påvirket av målefeil (OR = 1,61 og $p < 0,001$). De som er registrert med høyeste fullført utdanning på fagskolenivå eller høyere, men der utdanningskoden for denne utdanningen er en såkalt samlekode, er skilt ut som en egen gruppe i analysen (de med «kortere kurs»). Forskjellene i deltakelse mellom de som ikke har fullført videregående og de med kompetanse fra fagskole, bachelorgrad, mastergrad eller PhD er dermed «rensket» for utdanninger og kurs som i praksis ofte vil referere til ikke-formell utdanning eller videreutdanning. Indikatorene for oppnådd kompetanse fra fagskole, høyskole eller universitet referer til utdanninger som gir formelle kvalifikasjoner eller en fullført grad. Vi ser at i begge modellene er det en meget sterk sammenheng mellom det å ha kortere kurs og det å ha deltatt i formell videreutdanning året før undersøkelsen ble gjennomført (ME = 0,03 og $p < 0,001$ i begge modellene)³⁰.

Det er fremdeles noen forskjeller mellom modellene som tyder på at målefeil i den avhengige variabelen også kan være et problem når vi måler fullført utdanning som oppnådd kompetanse på undersøkelsestidspunktet. For eksempel er forskjellen mellom referansegruppen og de med oppnådd mastergrad signifikant og positiv (OR = 1,3 og $p < 0,05$) i modellen med mindre målefeil, men ikke signifikant i modellen av rapportert videreutdanning. Forskjellen mellom referansegruppen og de som har fullført en PhD er bare signifikant i modellen av rapportert videreutdanning ($p < 0,05$). I begge modellene peker imidlertid resultatene i retning av at de med PhD har lavere deltakelse i videreutdanning enn de uten videregående kompetanse. Både koeffisienten for oppnådd master og PhD er også signifikant forskjellig (lavere) enn koeffisienten for oppnådd bachelor.

Disse resultatene tyder på at en deltakelse i videreutdanning er sterkt knyttet til et forhold som nok kan virke opplagt, nemlig at de som har oppnådd en kompetanse som naturlig leder videre til mer utdanning (studieforberedende og bachelorutdanning) har vesentlig høyere deltakelse enn andre. Forskjellen mellom de med studieforberedende og de med yrkeskompetanse vil imidlertid ikke fanges opp av et mindre nyansert mål på fullført utdanning. Analysen gir dermed grunnlag for en langt rimeligere tolkning av sammenhengen mellom ordinær utdanning og videreutdanning enn resultatene fra modellene der vi målte fullført utdanning ved hjelp av første sifferet i utdanningskoden (utdanningsnivå). Ved å bytte ut det enklere målet på fullført utdanning med målet på oppnådd kompetanse får vi også modeller med bedre statistiske egenskaper.³¹

³⁰ Verdien «kortere kurs» er gitt til alle som er registrert med en NUS-kode for høyeste fullførte utdanning som er en «samlekode» (kodetype 1) fra fagskole, universitet eller høyskole (NUS nivå 5-8). Hvilke koder som inngår i henholdsvis kodetype 1 og 2 er beskrevet her: <https://www.ssb.no/klasse/klassifikasjoner/36/varianter/1476>. I data der alle utvalgene fra Lærevilkårsmonitoren er slått sammen har omtrent 60 % av respondentene som er registrert med fagskole (NUS nivå 5) som høyeste fullførte utdanning en NUS-kode som er av kodetype 1 (dvs. verdien «kortere kurs» på variabelen som brukes i analysen her). Blant respondenter med fullført utdanning på NUS nivå 6 (kortere universitets- eller høyskoleutdanning) er om lag 40 prosent registrert med kodetype 1 som høyeste fullførte utdanning. Blant respondenter med høyeste fullførte utdanning på nivå 7 (masternivå) er det bare 4 prosent som er registrert med kodetype 1. Ingen med fullført utdanning på nivå 8 (PhD-nivå) er registrert med kodetype 1.

³¹ Det ser vi fra forskjellen i BIC mellom modellene i tabell 6.2 og 6.3. BIC («Bayesian Information Criterion») er et mål på modelltilpasning som brukes til å sammenlikne modeller som ikke er undergrupper av hverandre (f.eks. fordi N er ulik). Lavere BIC indikerer at modellen beskriver data bedre. En tommelfingerregel er at en forskjell i BIC på mer enn 10 gir godt nok grunnlag for å foretrekke modellen med lavest BIC (Raftery, 1995). Forskjellene mellom modellene i tabell 6.2 og 6.3 er alle en god del større enn dette (> 10000). Forskjeller i BIC for to modeller kan imidlertid også testes, og i vårt tilfelle er forbedringen av modellene sterkt signifikant ($p < 0,001$) når vi bytter ut målet på fullført utdanning.

6.4 Utdanningshistorikken til respondentene i Lærevilkårsmonitoren

Skillet mellom ordinær utdanning på den ene siden og videreutdanning på den andre er uklart. I Lærevilkårsmonitoren har man valgt å trekke en operasjonell grense ved å si at utdanning som er tatt etter fylte 35 år, eller utdanning som er tatt etter et opphold i studiene på minst tre år, er videreutdanning – og følgelig at utdanning tatt før dette ikke er videreutdanning. I virkeligheten er det imidlertid mange utdanningsaktiviteter som vil bli feilklassifisert om man bruker et slikt skille. For eksempel vil mange lærere starte på videreutdanning for lærere (som har en egen NUS-kode, 625) før det har gått tre år siden de fullførte sin grunnutdanning.

En utfordring av mer praktisk art er at respondentenes registrerte utdanning på intervju tidspunktet kan være påvirket (være et resultat) av deltakelse i formell videreutdanning i løpet av de siste 12 måneder. Som tidligere nevnt er personers fullførte og igangværende utdanning målt per 1.oktober hvert år i utdanningsregisteret, mens spørsmålet om deltakelse i formell utdanning siste 12 måneder er stilt til respondentene i AKU/LVM første kvartal hvert år. Det betyr at vi må måle respondentenes registrerte fullførte utdanning to år før de ble intervjuet (per 1.oktober i år $t-2$) for å være sikre på at respondentenes høyeste fullførte utdanningsnivå ikke er påvirket av om de deltok i videreutdanning i fjor. Hvis dette ikke gjøres, risikerer vi å gjøre feilslutninger om sammenhengen mellom respondentenes fullførte utdanning og deltakelse i formell videreutdanning.

Som nevnt er en av fordelene med registerdata at vi har tilgang til opplysninger om individer fra hele populasjonen over tid. For eksempel gir utdanningsregisteret tilgang til hele utdanningshistorikken til respondentene i Lærevilkårsmonitoren, noe vi tidligere blant annet har brukt til å identifisere respondenter med og uten et treårig opphold i utdanningen. Om vi godtar at kriteriet om minst å ha hatt et treårig opphold i studiene kvalifiserer til å klassifisere utdanning tatt etter dette som videreutdanning, kan vi si at første året etter det første oppholdet er første året respondenten er under risiko for å delta i formell videreutdanning, eller år t_0 .

Tiden som har gått mellom første opphold og når man deltar i undersøkelsen (antall år under risiko) vil imidlertid variere blant respondentene i Lærevilkårsmonitoren. Det er følgelig mulig at mange allerede vil ha tatt all den videreutdanningen de kommer til å ta gjennom livet lenge før undersøkelsestidspunktet. Dette er igjen et forhold som vil variere med respondenter alder (eldre respondenter vil typisk ha flere år under risiko) og utdanningslengde (lengre utdanninger fører til færre år under risiko). Videreutdanning som er tatt før respondentene deltar i undersøkelsen (og som det ikke spørres om) skaper dermed store utfordringer når vi skal tolke resultatene fra Lærevilkårsmonitoren.

Vi har brukt data fra utdanningsregisteret (situasjonsuttrekket per 1.oktober hvert år) til å hente ut opplysninger om respondentenes utdanningshistorikk før de deltok i surveyen. Vi følger respondentene fra de er registrert med sitt første treårige opphold (etter fylte 19 år) og fram til to år før de deltok i undersøkelsen (år $t-2$). Grunnen er at referanseperioden for rapportert formell videreutdanning er de siste 12 månedene forut for undersøkelsen. Det er dermed all utdanning som respondentene deltar i før år $t-1$ som ikke blir fanget opp av surveyen. Siden vi her verken er interessert i populasjonsestimater eller å bruke kriteriet om utdanningsopphold til å klassifisere respondenter med eller uten videreutdanning har vi ikke brydd oss med hvor gamle

respondentene er på undersøkelsestidspunktet, men tatt med alle mellom 22 og 59 år som vi klarer å identifisere et slikt opphold for³².

Vi brukte deretter opplysningene i utdanningsregisteret til å måle om disse respondentene har deltatt i formell videreutdanning (registrert med igangværende utdanning) før de deltok i surveyen. Til slutt målte vi respondentenes registrerte fullførte utdanning i året før de deltok i undersøkelsen (som utdanningsnivå og som oppnådd kompetanse) og hvilken kompetanse de hadde oppnådd i år t_0 .

Resultatene (tabell 6.4) viser at respondentene i gjennomsnitt hadde vært under risiko for å delta i formell videreutdanning i 17,9 år og tre av ti (29,1 prosent) var registrert med formell videreutdanning før de deltok i undersøkelsen. Ser vi på respondenter med ulikt utdanningsnivå på undersøkelsestidspunktet, ser vi at respondenter med kortere utdanninger (grunnskole og videregående) har vært lengre tid under risiko (omtrent 19 år i gjennomsnitt) enn respondenter med utdanning fra høyskole eller universitet (omtrent 16 år i gjennomsnitt). Det er likevel slik at en større andel blant respondentene med utdanning fra høyskole eller universitet har deltatt i videreutdanning (39 prosent) enn blant respondenter med videregående (25 prosent) eller grunnskole (17 prosent).

Antall år under risiko varierer også etter oppnådd kompetanse på intervju-tidspunktet. Det er en tydelig effekt av utdanningslengde, der respondenter med de lengste utdanningene har opplevd færre år under risiko. De som ikke har fullført videregående har den laveste andelen som er registrert med videreutdanning før intervju-tidspunktet, men opplevd flest år under risiko (20,5 år i gjennomsnitt). Vi ser også at selv om de med yrkeskompetanse og de med studieforbredende som høyeste oppnådde kompetanse på intervju-tidspunktet har vært under risiko omtrent like lenge i gjennomsnitt, er det en høyere andel av de med studieforbredende som har deltatt i videreutdanning før $t-1$. Gruppen som har høyest andel som har deltatt i videreutdanning før de deltok i surveyen er imidlertid de som har en grad fra fagskole som høyeste oppnådde kompetanse på intervju-tidspunktet (56,6 prosent). Gruppen skiller seg også ut som de med høyest andel som har deltatt i videreutdanning hvis vi justerer for forskjeller i oppfølgingstid.

Imidlertid ser vi at dette forandrer seg om vi i stedet deler inn respondentene etter hvilken kompetanse da hadde oppnådd da de først kom under risiko for å delta i videreutdanning (i t_0). Andelen som deltok i videreutdanning i perioden fram til de deltok i surveyen blant de med fagskoleutdanning er halvert til 28,6 prosent, et tydelig uttrykk for at mange har en annen kompetanse på intervju-tidspunktet enn de hadde i år t_0 . Forklaringen på dette er naturligvis at mange har deltatt i videreutdanning før de deltar i surveyen. For eksempel vil fullført fagskoleutdanning i $t-1$ for mange være et direkte resultat av at de har deltatt i videreutdanning. Ser vi på de som hadde studieforbredende som høyeste kompetanse i t_0 , finner vi at halvparten (50,7 prosent) har deltatt i formell videreutdanning før de deltar i surveyen. Blant de med studieforbredende som høyeste oppnådde kompetanse i $t-1$ er det imidlertid langt færre (27,1 prosent) som har deltatt i videreutdanning før de deltok i surveyen. Forklaringen er antakelig at mange av de som fremdeles har studieforbredende som høyeste oppnådde kompetanse på intervju-tidspunktet ikke er motivert for videre studier, eventuelt at de av ulike grunner ikke har rukket å starte på studier ennå. Halvparten av de som hadde studieforbredende som høyeste oppnådde kompetanse i år t_0 har

³² På grunn av at opplysninger om igangværende utdanning ikke ble registrert før i 1980 vil det være noen eldre respondenter vi ikke klarer å identifisere et opphold for. Siden vi også mangler opplysninger om utdanning for mange innvandrere, vil også denne gruppen være underrepresentert.

imidlertid tatt mer utdanning, og flesteparten av disse vil være registrert med annen og høyere kompetanse i t-1 enn de hadde i år t₀.

Tabell 6.4 Utdanningshistorikk til respondenter i Lærevilkårsmonitoren som er klassifisert med treårig opphold i utdanningen delt inn etter tre ulike mål på fullført utdanning.

	År siden t ₀	FVU før t-1 (prosent)
Utdanningsnivå i t-1		
Grunnskole	18,9	16,6
Videregående	19,4	25,2
Høgskole/universitet	15,6	38,9
Oppnådd kompetanse i t-1		
Ikke fullført videregående	20,5	19,0
Studieforberedende	17,2	27,1
Yrkeskompetanse	18,1	24,3
Fagskole	20,7	56,5
Bachelor	16,2	42,1
Master	13,0	27,0
PhD	13,1	32,1
Kortere kurs	17,4	43,0
Oppnådd kompetanse i t₀		
Ikke fullført videregående	21,5	23,8
Studieforberedende	18,1	50,7
Yrkeskompetanse	15,0	25,8
Fagskole	18,3	28,6
Bachelor	14,8	38,0
Master	11,5	21,0
PhD	9,0	9,6
Kortere kurs	15,7	37,6
Totalt	17,9	29,1

Utdanningsnivå fra survey er basert på spørsmål i undersøkelsen kombinert med opplysninger fra utdanningsregisteret (se Bø & Håland 2015). Oppnådd kompetanse i t-1 er basert på registrert høyeste fullførte utdanning per 1.10 året før undersøkelsen. Kortere kurs betyr at høyeste oppnådde kompetanse har en NUS kode som er en samlekode (kodetype 1). Samlekoder brukes vanligvis om utdanningsaktiviteter av kortere varighet som ikke gir formelle kvalifikasjoner eller vitnemål i seg selv. Oppnådd kompetanse i t₀ er basert på registrert høyeste fullførte utdanning per 1.10 året etter første registrerte treårige opphold i utdanningen (første år under risiko for FVU).

Vi har også analysert utdanningshistorikken til respondentene i Lærevilkårsmonitoren på en mer systematisk måte, ved hjelp av regresjonsanalyse. Den avhengige variabelen vi ser på er antall år respondenten har deltatt i formell videreutdanning siden de kom under risiko for dette (i år t₀). Forklaringsvariablene i analysen er kjønn, alder, oppnådd kompetanse (alle målt i år t₀) og tid (logaritmen av år siden t₀). Til analysen bruker vi Poisson regresjon³³.

³³ Vi bruker Poisson regresjon fordi den avhengige variabelen er et antall (count) og Poisson regresjon er standard framgangsmåte for å analysere antallsvariabler.

Resultatene i tabell 6.5 viser at alle forklaringsvariablene har signifikante effekter på den avhengige variabelen. Resultatene viser at kvinner har 39 prosent flere år med formell videreutdanning enn menn før de deltar i Lærevilkårsmonitoren (IR = 1,39 og $p < 0,001$). Eldre respondenter har færre år med formell videreutdanning før intervju-tidspunktet enn yngre respondenter (IR = 0,95 og $p < 0,001$). Respondenter med studieforberedende som høyeste oppnådde kompetanse i år t_0 har nesten dobbelt så mange år med videreutdanning før de deltar i Lærevilkårsmonitoren som respondenter som ikke hadde fullført videregående i år t_0 (IR = 1,99). Respondenter som hadde fullført en bachelorgrad i år t_0 deltok oftere enn referansegruppen (respondenter uten fullført videregående i år t_0) i videreutdanning i årene før de deltok i Lærevilkårsmonitoren (IR = 1,47 og $p < 0,001$) og det gjorde også respondenter som hadde mastergrad i år t_0 . Respondenter med kortere kurs som høyeste registrerte kompetanse i år t_0 hadde 83 prosent flere år med videreutdanning før de deltok i Lærevilkårsmonitoren enn referansegruppen (IR = 1,83 og $p < 0,001$).

Vi må regne med at mange respondenter som deltar i formell videreutdanning i årene før de deltar i Lærevilkårsmonitoren har en annen (ofte også høyere) kompetanse på intervju-tidspunktet enn de hadde i år t_0 . Det betyr for eksempel at mange av de som har studieforberedende kompetanse i år t_0 har fullført en universitets- eller høgskolegrad på intervju-tidspunktet. Mange av dem som har studieforberedende kompetanse på intervju-tidspunktet hadde derimot lavere kompetanse i år t_0 og mange hadde også studieforberedende kompetanse uten at de var motivert til videre studier. Slike seleksjonseffekter det er snakk om her vil derfor ha betydning når vi vil undersøke sammenhenger mellom fullført utdanning og videreutdanning.

Tabell 6.5 Antall ganger respondenter er registrert med formell videreutdanning før de deltar i Lærevilkårsmonitoren som funksjon av egenskaper ved respondentene målt rett etter første registrerte treårige opphold fra utdanning (i år t_0).

	IR	[95 % KI]
Kvinne	1,393***	[1.35-1.43]
Alder i t_0	0,945***	[0.94-0.95]
Kompetanse i t_0 (ref. = ikke fullført videregående)		
Studieforberedende	1,985***	[1.91-2.06]
Yrkeskompetanse	0,981	[0.93-1.03]
Fagskole	1,146	[0.93-1.41]
Bachelor	1,472***	[1.41-1.54]
Master	1,186***	[1.09-1.29]
PhD	0,834	[0.54-1.28]
Kortere kurs	1,825***	[1.73-1.93]
År siden t_0 (log)	1,687***	[1.65-1.72]
Observasjoner	113019	
Personer	67869	
BIC	376228,4	
Pseudo R kvadrert	0,087	

Insidensrater (IR) fra Poisson regresjon. Modellene inneholder også et sett med årsummier (undersøkelsesår) og konstantledd. Konfidensintervaller (KI) er justert for at respondenter kan delta mer enn en gang. Det er ikke brukt vektorer. Data er begrenset til respondenter 22–59 år med minst ett sammenhengende opphold i studiene (uten å være registrert med igangværende utdanning) som varte tre år eller lengre.

6.5 Oppsummering

Vi har sett at registerdata kan brukes til å vurdere hvorvidt resultater i analyser av deltakelse i formell videreutdanning basert på data fra Lærevilkårsmonitoren er påvirket av målefeil. Målefeil i Lærevilkårsmonitoren (se tidligere kapitler) kan føre til at man trekker feilaktige konklusjoner fra vanlige regresjonsanalyser, særlig hvis modellen eller utvalget er komplisert satt opp. Registerdata om formell videreutdanning er i prinsippet uten målefeil, og kan derfor tjene som datagrunnlag i sensitivitetstester. Grunnen til at man ikke alltid ønsker å basere analysen kun på registerdata er at Lærevilkårsmonitoren og AKU på mange områder er et rikere datasett, med variabler som er vanskelige eller umulige å måle med registerdata. I våre eksempler i dette kapitlet hadde ikke målefeil stor betydning for resultatene.

Vi har også demonstrert at registerdata gir tilgang til en detaljrikdom for enkeltvariabler som høyeste fullførte utdanning som ikke er tilgjengelig i surveydataene. Det er vanlig i empiriske studier å måle fullført utdanning som utdanningsnivå, ofte basert på første siffer i utdanningskoden. Ved hjelp av informasjon som ligger i utdanningskoden kan man imidlertid måle utdanningsdimensjoner som er mer relevante for å forstå deltakelse i videreutdanning enn utdanningsnivå, for eksempel oppnådd kompetanse.

Til slutt har vi, ikke overaskende, sett at hvor mye og hvilken type utdanning man har fra før har betydning for deltakelse i formell videreutdanning. Dette gjelder også respondentene i Lærevilkårsmonitoren, som i varierende grad har deltatt i videreutdanning før de deltar i undersøkelsen. Vi mangler dermed opplysninger om utdanningshistorikken etter at respondentene har fullført ordinær utdanning, og vet ikke om de allerede har tatt all videreutdanningen de har tenkt å ta før de deltar i undersøkelsen. Registerdata gir imidlertid muligheten til å måle utdanningshistorikken for de aller fleste respondentene, slik at man kan kontrollere for dette i analyser.

7 Videreutdanning og mobilitet på arbeidsmarkedet

En måte å kombinere survey- og registerdata på er ved å utnytte repeterte målinger i registerdata til å følge deltakere i en survey over tid. Selv om surveydata vanligvis bare samles inn en eller noen få ganger om hvert individ gir registerdata ofte muligheten til å gjøre dynamiske analyser av mobilitet, for eksempel ved å anvende teknikker for forløpsanalyse. Vi skal nå vise noen eksempler på hvordan vi ved å kombinere gjentatte målinger om personer fra registerdata med tverrsnittsdata fra Lærevilkårsmonitoren kan få en ganske god forståelse av dynamikken og sammenhenger mellom deltakelse i formell videreutdanning og mobilitet på arbeidsmarkedet.

Mens vi i forrige kapittel blant annet demonstrerte hvordan registerdata kan brukes til å måle respondentenes utdanningshistorikk, skal vi i dette kapitlet bruke registerdata til å følge respondenter *framover* i tid. Vi er interessert i å si noe om deltakelse i formell videreutdanning og mobilitet på arbeidsmarkedet blant personer som, på samme vis som tidligere, er under risiko for å delta i formell videreutdanning. Tidligere har vi analysert sammenhenger mellom deltakelse i formell videreutdanning og ulike kjennetegn ved jobben og arbeidstakerne uavhengig av når de kom under risiko for å delta (kapittel 6). Imidlertid er det åpenbart slik at en persons deltakelse i formell videreutdanning på ett tidspunkt også vil avhenge av hvor lenge personen har hatt mulighet til å delta. Mens vi i tidligere eksempler har undersøkt hva som forklarer *om* personer deltar i formell videreutdanning, handler forløpsanalyse om hva som forklarer *hvor lang tid det tar* før man deltar i formell videreutdanning. Vi skifter dermed fokus fra å studere statiske tilstander (deltakelse/ikke-deltakelse) til dynamiske overganger (start- og stopptidspunkt) mellom tilstander. Å fange opp denne dynamiske dimensjonen krever mer av data og studiedesignet enn i tidligere eksempler, men er bedre egnet til å gi oss en realistisk forståelse av årsakssammenhenger.

7.1 Videreutdanning og mobilitet for nyansatte

Før vi kan svare på spørsmålet om hvor lang tid man bruker før man deltar i formell videreutdanning må vi imidlertid bestemme oss for når vi vil «starte klokka». I vårt tilfelle, der vi både er interessert i overganger mellom tilstander relatert til utdanningsforløp (om man deltar eller ikke deltar i formell videreutdanning) og tilstander på arbeidsmarkedet (om man er ansatt eller i en bestemt virksomhet eller ikke, om man utøver et bestemt yrke eller ikke), må vi også bestemme oss for «hvilken klokke» vi vil bruke.

En mulighet er at vi tar utgangspunkt i hvordan formell videreutdanning er definert i Lærevilkårsmonitoren og følger personer fra det tidspunktet de kommer under risiko for å delta i formell videreutdanning. Vi kan da følge personer i utdanningsregisteret fra det året de fyller 35 år siden all utdanning etter 35 år karakteriseres som videreutdanning, eventuelt fra året etter en treårig sammenhengende pause fra studier som er når man kommer under risiko for formell videreutdanning hvis man er

ynge enn 35 år, og fram til de deltar i formell videreutdanning. Vi fanger da opp noe av dynamikken vi er interessert i ved å måle tidsavhengigheten i forhold til forløpt tid under risiko for formell videreutdanning.

Imidlertid kan man godt være under risiko for å delta i formell videreutdanning uten at man er under risiko for å skifte jobb. Grunnen er at man først kommer under risiko for å skifte jobb etter at man har startet i jobben, og tidspunktet for når man startet i jobben vil ofte være forskjellig fra når man kom under risiko for å delta i formell videreutdanning. Problemet bunner egentlig i at både deltakelse i videreutdanning og det å ha en jobb (eller utøve et yrke) er tilstander som er i stadig endring. Hvis vi bestemmer oss for å starte klokka første gang personene kommer under risiko for formell videreutdanning risikerer vi at de på dette tidspunktet allerede har vært under risiko for å bytte jobb en stund. Eller vi risikerer at de (foreløpig) ikke er under risiko for å bytte jobb i det hele tatt. Motsatt: hvis vi bestemmer oss for å starte klokka første gang personene kommer under risiko for å bytte jobb risikerer vi at de på dette tidspunktet allerede har vært under risiko for formell videreutdanning en stund, eller at de ikke er det i det hele tatt.

Det at både deltakelse i formell videreutdanning og egenskaper ved jobben og yrket (inkludert hvorvidt man har en jobb eller yrke) varierer over tid er mindre problematisk for analyser som er basert på registerdata alene. Hvis vi ønsker å følge personer i utdanningsregisteret fra det tidspunktet de kommer under risiko for å delta i formell videreutdanning, kan vi måle egenskaper ved jobben og arbeidsmarkedsmarkedet ved hjelp av data fra sysselsettingsregisteret på starten av forløpet. Hvis vi ønsker å bruke de rike dataene om lærevilkår og andre jobbkjennetegn fra Lærevilkårsmonitoren, slik vi har gjort tidligere, vil imidlertid ikke dette fungere. Grunnen er at tidspunktet for deltakelse i Lærevilkårsmonitoren sjelden sammenfaller med tidspunktet for når surveydeltakerne kommer under risiko for å delta i formell videreutdanning. Vi vil derfor ikke få mange nok personer vi kan følge i utdanningsregisteret til at vi vil klare å få statistisk effektive beregninger av sammenhenger mellom formell videreutdanning og jobbkjennetegn målt ved registerdata.

En annen mulighet, som bedre utnytter muligheten for å bruke surveydata til å måle egenskaper ved individene, er å starte forløpet når personer som er under risiko for formell videreutdanning starter i en ny jobb. I eksempelet nedenfor har vi tatt utgangspunkt i respondenter i Lærevilkårsmonitoren som er under risiko for å delta i formell videreutdanning (målt på vanlig måte ved hjelp av registerdata) og som oppgir å ha kortere enn ett års ansiennitet i virksomheten de jobber i på intervju-tidspunktet³⁴. Vi får på denne måten mulighet til å benytte de rike surveydataene for et utvalg av nyansatte fra Lærevilkårsmonitoren (n = 6360), som vi mener vil kunne representere populasjonen av alle nyansatte under risiko for formell videreutdanning i alderen 22–59 år. Vi kobler deretter på opplysninger om disse personene fra utdanningsregisteret (fra forløpstabellen over kurs) og sysselsettingsregisteret (om arbeidssted og yrke), slik at vi får komplette forløp for formell videreutdanning og jobb-mobilitet for hvert individ.

I modellen av formell videreutdanning følges personene fra de starter i en ny jobb til første gang de er registrert med igangværende utdanning i utdanningsregisteret. Første mulige observasjon er i 2011³⁵ og personene følges fram til og med år 2018

³⁴ For respondenter som deltok mer enn en gang i Lærevilkårsmonitoren, og som oppga å være nyansatt mer enn en gang, brukte vi første tilgjengelige observasjon.

³⁵ De registerdataene vi har fått låne til prosjektet inneholder data om sysselsetting for alle år 2010-2018, og surveydata fra Lærevilkårsmonitoren er fra årgangene 2010-2019. Imidlertid bruker vi register data om arbeidssted og yrke fra året før surveyen ble gjennomført til å sammenlikne med

eller til det året de fyller 59. Overgang til en ny jobb er operasjonalisert som at personen er registrert som lønnstaker i en virksomhet, identifisert ved organisasjonsnummeret, som ikke er den samme han eller hun er registrert i ved starten av forløpet³⁶. Overgang til et nytt yrke er operasjonalisert som at man er registrert med en annen yrkesgruppe, identifisert ved de første tre sifrene i yrkeskoden STYRK-08, enn ved starten av forløpet. Overgang til ny næring er operasjonalisert som at personen er registrert med en annen næringshovedgruppe, de tre første sifrene i næringskoden SN2007, enn ved starten av forløpet.

Forklaringsvariablene måler egenskaper ved personer og jobber som enten ikke varierer over tid, eller kjennetegn for tilstanden ved starten av forløpet. Vi har imidlertid inkludert en tidsvarierende indikator for om man har fullført formell videreutdanning etter at man startet i jobben, i modellene av jobbmobilitet. Alle modellene inneholder også tidsvarierende dummyer for kalenderår. I modellen av formell videreutdanning er det også inkludert en indikator for om t er et høstsemester eller ikke.

For å beregne effekter av ulike egenskaper ved individer og jobber anvender vi teknikker for «diskret tid» forløpsanalyse (Jenkins, 1995). Vi beregner «hasardrater», som er uttrykk for hvor mye raskere en hendelse (for eksempel at man deltar i formell videreutdanning) inntreffer hvis man har egenskapen (for eksempel er kvinne) hasardraten svarer til. I modellen av formell videreutdanning (tabell 7.1) indikerer eksempelvis en beregnet hasardrate på 1,27 for kvinner at kvinner bruker 27 prosent kortere tid enn menn før de deltar i formell videreutdanning, kontrollert for de andre egenskapene som er inkludert i modellen.

Kolonnen med deskriptiv statistikk om nyansatte ved starten av forløpet i tabell 7.1 viser at den største yrkesgruppen i data er akademiske yrker (27,3 prosent av de nyansatte), og helse- og sosialtjenester er største næringsgruppe (19,7 prosent av de nyansatte). Flertallet (70,4 prosent) er ansatt i store virksomheter med mer enn ti ansatte og et mindretall (15,8 prosent) har en deltidsstilling. Over en tredjedel (36,9 prosent) av utvalget bor alene og en fjerdedel (26,4 prosent) bor sammen med en partner og har små barn³⁷. Rundt halvparten av de nyansatte har oppnådd yrkeskompetanse (19,6 prosent) eller en bachelorgrad (19,7 prosent) eller høyere grad (11,8 prosent) fra universitet eller høyskole. Omtrent halvparten (46,5 prosent) av utvalget er kvinner og gjennomsnittsalderen er 39,2 år når vi starter å følge dem. Videre ser vi at de fleste allerede har vært under risiko for formell videreutdanning i mange år før vi starter å følge dem (13,9 år i gjennomsnitt) og mange er også registrert med formell videreutdanning (1,1 år i gjennomsnitt) før oppfølgingen starter.

Ser vi på de beregnede hasardratene er det få statistisk signifikante forskjeller mellom de ulike yrkesgruppene, kontrollert for de andre variablene i modellen. Nyansatte prosess- og maskinoperatører har imidlertid en signifikant lavere hasard for å delta i formell videreutdanning enn referansegruppen akademiske yrker. Hasardraten

framtidig jobb og yrke for å måle avgang fra jobben og yrket. Siden første mulige observasjon om arbeidssted og yrke er fra 2010, blir 2011 første år vi kan observere et forløp.

³⁶ Data er begrenset til personer som i november året før de er identifisert som nyansatte i survey-dataene er registrert som lønnstakere i en virksomhet med gyldig organisasjonsnummer. Merk at det å benytte organisasjonsnummeret for å identifisere bytte av jobb introduserer målefeil, siden vi ikke har justert for eventuelle oppkjøp, sammenslåinger mv. som kan føre til at arbeidstakere i virksomheter bytter organisasjonsnummer uten at de bytter jobb og uten at de bytter arbeidsoppgaver, arbeidssted, arbeidsgiver e.l.. Slike målefeil kan både føre til for høye og for lave anslag på reell jobbmobilitet. Dessverre har vi ikke hatt anledning til å justere for slike feil på en god måte med de dataene vi har fått låne til prosjektet.

³⁷ Vi har ikke skilt mellom å ha små (0–5 år) eller større (6–17 år) barn blant personer som bor alene fordi forskjellen ikke hadde betydning.

er 0,594 og tolkes som at nyansatte prosess- og maskinoperatører bruker 41,6 prosent (1–0,594) lenger tid før de deltar i formell videreutdanning, sammenliknet med nyansatte i akademiske yrker og kontrollert for de andre variablene i modellen. Prosess- og maskinoperatører utgjør imidlertid bare en beskjeden andel (7,3 prosent) av de nyansatte i utvalget.

Nesten alle de beregnede hasardratene for næringsgruppene er signifikant forskjellige fra, og har lavere hasard enn, referansegruppen undervisning. Minst forskjell er det mellom nyansatte i undervisningsvirksomheter og nyansatte i offentlig administrasjon, forsvar og sosialforsikring (HR = 0,69 og $p < 0,01$) eller helse- og sosialtjenester (HR = 0,68 og $p < 0,001$). Nyansatte i de to sistnevnte næringsgruppene bruker omtrent 30 prosent lengre tid før de deltar i formell videreutdanning enn referansegruppen. Størst forskjell er det mellom nyansatte i undervisningsvirksomheter og nyansatte i varehandel (HR = 0,36 og $p < 0,001$) eller nyansatte innenfor informasjon og kommunikasjon (HR = 0,34 og $p < 0,001$). Nyansatte i disse to næringsgruppene bruker omtrent 70 prosent lenger tid før de deltar i formell videreutdanning enn referansegruppen. Vi finner ikke signifikante forskjeller mellom nyansatte i små og store virksomheter (HR = 1,14 og $p > 0,05$), eller mellom nyansatte som jobber heltid og deltid (HR = 1,15 og $p > 0,05$).

Ikke overraskende ser vi at også familietype/livsfase har betydning for hvor raskt nyansatte deltar i formell videreutdanning³⁸. For eksempel viser resultatene at nyansatte som er i småbarnsfasen (i parforhold med barn under skolealder) bruker lengre tid før de deltar i formell videreutdanning (HR = 0,81 og $p < 0,05$) enn nyansatte som bor alene uten barn. Hasardraten er også signifikant lavere (HR = 0,74 og $p < 0,05$) for nyansatte som er i parforhold uten barn, en gruppe som består av mange unge par i etableringsfasen. Som vi allerede har nevnt har kvinner høyere hasard for å delta i videreutdanning enn menn (HR = 1,27 og $p < 0,001$) og hasarden for å delta minker også med alderen. Den beregnede hasardraten for alder er 0,95 ($p < 0,001$), som betyr at sannsynligheten for at man deltar i formell videreutdanning reduseres med 5 prosent for hvert år eldre man blir hvis man ikke har deltatt allerede (kontrollert for de andre variablene i modellen).

Tabell 7.1 Deskriptiv statistikk om nyansatte ved starten av forløpet og hasardrater for å delta i formell videreutdanning (FVU) etter at man har startet i ny jobb.

	Gjennomsnitt	Hasardrate
Yrke		
Ledere	0,077	1,065
Akademiske yrker	0,273	Ref.
Høyskoleyrker	0,184	0,812
Kontoryrker	0,064	0,777
Salgs- og serviceyrker	0,189	0,966
Håndverkere	0,095	0,879
Prosess- og maskinoperatører mv.	0,073	0,594**
Andre yrker	0,045	1,060

³⁸ Indikatoren for familietype er laget med utgangspunkt i befolkningsregisteret ved å kombinere SSBs standard for familietype og opplysninger om antall barn og alder på yngste person i husholdningen.

	Gjennomsnitt	Hasardrate
Næring		
Jordbruk, skogbruk og fiske	0,007	0,549
Bergverksdrift mv., industri, elektrisitet, vann og renovasjon	0,110	0,442***
Bygge- og anleggsvirksomhet	0,089	0,456***
Varehandel, reparasjon av motorvogner	0,143	0,364***
Transport og lagring	0,057	0,436***
Overnattings- og serveringsvirksomhet	0,026	0,453***
Informasjon og kommunikasjon	0,047	0,343***
Finansiering og forsikring	0,013	0,400**
Teknisk og forretningsmessig tjenesteyting, eiendomsdrift	0,143	0,481***
Offentlig administrasjon, forsvar, sosialforsikring	0,066	0,690**
Undervisning	0,068	Ref.
Helse- og sosialtjenester	0,197	0,684***
Personlig tjenesteyting	0,033	0,536**
Mer enn 10 ansatte i virksomheten	0,704	1,139
Jobber deltid	0,158	1,151
Familietype		
Bor alene, ikke barn	0,292	Ref.
Bor alene, barn 0–17 år	0,078	0,975
Partner, ikke barn	0,150	0,741*
Partner, barn 0–5 år	0,264	0,808*
Partner, barn 6–17 år	0,217	1,179
Oppnådd kompetanse		
Yrkeskompetanse	0,196	0,733*
Bachelor	0,197	Ref.
Master/PhD	0,118	0,737**
Annen	0,488	1,108
Kvinne	0,465	1,276***
Alder	39,2	0,950***
År under risiko for FVU (log)	13,9	0,836**
År med FVU før t_1	1,1	1,133***
Forløpt tid (log)		0,781***
Observasjoner	6360	46366
Hendelser		1052
Log likelihood		-4574,2

Nyansatte er respondenter i Lærevilkårsmonitoren 2011–2018 mellom 22–59 år som har oppgitt å ha vært ansatt mindre enn 12 måneder sammenhengende i virksomheten de er ansatt i på intervju tidspunktet. Kjønnetegnet ved individet og jobben er målt ved t_0 . Tidsenhet i oppfølgingstiden er halvår og maksimal oppfølgingstid er 15 semestre (t.o.m. våren 2018 eller halvåret før personen fyller 60 år). Siden Lærevilkårsmonitoren gjennomføres i første kvartal hvert år, er t_1 alltid høstsemesteret året etter deltakelse. Halvår for første gang man er registrert med formell videreutdanning etter t_0 er målt ved hjelp av data fra utdanningsregisteret (forløpstabellen over

kurs). Modellen inneholder også (tidsvarierende) dummyer for kalenderår, en dummy som indikerer høstsemester og et konstantledd. Hasardrater er fra komplementær log-log regresjon med Weibull spesifisering av baseline hasard (logaritmen av forløpt tid som kontrollvariabel).

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

I tråd med det vi har vist tidligere viser resultatene også at nyansatte med ulik oppnådd kompetanse ikke bruker like lang tid før de deltar i formell videreutdanning. Nyansatte som har oppnådd en bachelorgrad på starten av oppfølgingsperioden (referansegruppen) deltar både raskere i formell videreutdanning enn nyansatte med yrkeskompetanse (HR = 0,73 og $p < 0,05$) og enn nyansatte med en master- eller PhD-grad (HR = 74 og $p < 0,01$).

Også andre forhold ved utdanningshistorikken til de nyansatte har betydning for hvor raskt de deltar i formell videreutdanning. Jo lenger tid det er gått siden man kom under risiko for formell videreutdanning første gang³⁹, jo lenger tid bruker man på å delta i formell videreutdanning etter en nyansettelse (HR = 0,84 og $p < 0,01$). Sammenhengen er kontrollert for antall år man allerede har deltatt i formell videreutdanning, og de andre variablene i modellen, som i seg selv har en signifikant positiv effekt på deltakelse (HR = 1,13 og $p < 0,001$). Antakelig fanger de ulike indikatorene for utdanningshistorikken til respondentene i ulik grad opp både den enkeltes behov og deres motivasjon for deltakelse i formell videreutdanning i løpet av oppfølgingsperioden.

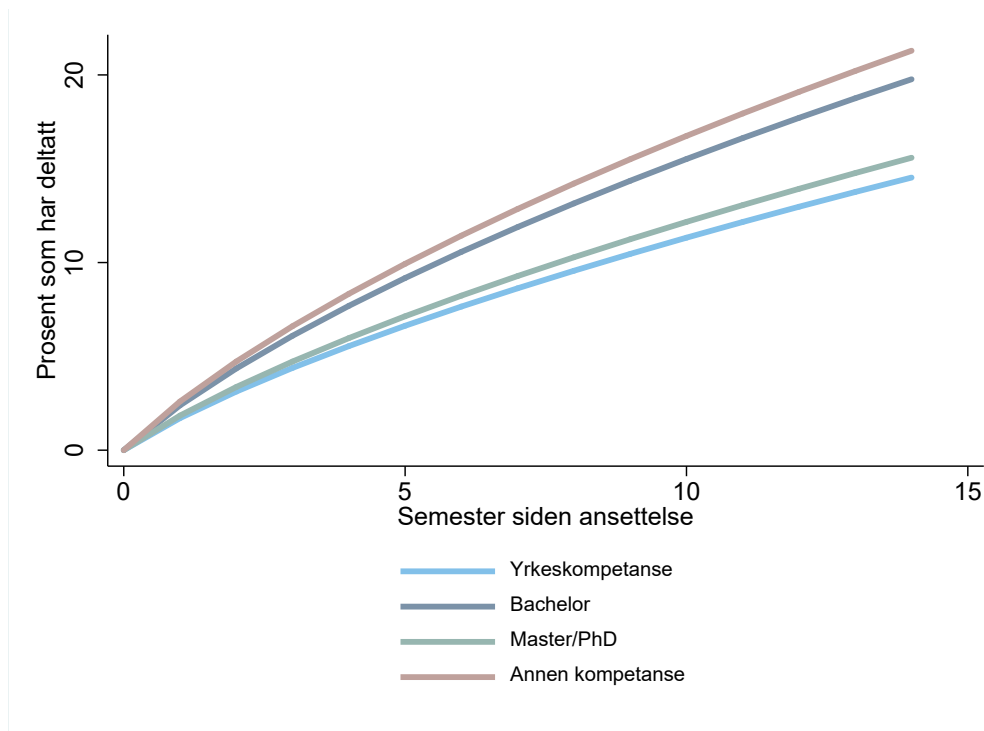
På bakgrunn av resultatene som er vist i tabell 7.1 har vi beregnet den kumulative andelen som har deltatt i formell videreutdanning etter som tiden (antall semester) går siden man ble ansatt (figur 7.1). Beregningene er basert på såkalte overlevelses-sannsynligheter (Allison, 2014; Jenkins, 1995)⁴⁰ for en hypotetisk person med ulik oppnådd kompetanse, men med gjennomsnittsverdier på alle kontrollvariabler. Resultatene viser at andelen som har deltatt i formell videreutdanning i løpet av oppfølgingsperioden øker raskere for nyansatte med bachelorgrad som høyeste oppnådde kompetanse enn for nyansatte med yrkeskompetanse eller Master/PhD-grad. Andelen som har deltatt i formell videreutdanning i løpet av oppfølgingsperioden blant nyansatte som verken er registrert med yrkeskompetanse eller en bachelorgrad eller høyere grad fra et universitet eller høyskole⁴¹, øker i omtrent samme takt som nyansatte med bachelorgrad.

³⁹ Tidspunktet for når man første gang kom under risiko for formell videreutdanning er her, som i tidligere kapitler, operasjonalisert som året etter første registrerte treårig sammenhengende opphold i utdanningen.

⁴⁰ Se også <https://www.iser.essex.ac.uk/resources/survival-analysis-with-stata> for en glimrende gjennomgang over hvordan slike beregninger skal gjennomføres.

⁴¹ Gruppen består av nyansatte uten fullført videregående, eller som har studieforbereende eller kortere kurs som høyeste registrerte kompetanse (se kapittel 6 for detaljer).

Figur 7.1 Kumulativ andel av nyansatte med ulik oppnådd kompetanse som har deltatt i formell videreutdanning i løpet av oppfølgingstiden.



Den underliggende modellen er (stort sett) identisk med modellen som gir resultatene som er vist i tabell 7.1, bortsett fra at vi ikke kontrollerer for yrke⁴². Grunnen til at vi ikke kontrollerer for yrke er at SSBs standard for yrkesinndeling (STYRK08) både benytter seg av kompetansenivå og spesialisering i jobben som grunnlag for å klassifisere yrker. Når vi kontrollerer for både yrke og oppnådd kompetanse i modellen, slik vi gjør i modellen som er vist i tabell 7.1, vil de beregnede effektene av yrke måtte tolkes som effekter av yrke *kontrollert for* kompetanse, dvs. i hovedsak en effekt av yrkesspesialisering. Tilsvarende vil effekten av oppnådd kompetanse måtte tolkes som effekten av oppnådd kompetanse kontrollert for hvilket yrke man tilhører. Siden oppnådd kompetanse er så sterkt sammenfallende med hvilket yrke man har, er det derfor bedre å ikke kontrollere for yrke når vi er interessert i effekten av oppnådd kompetanse på tvers av jobber⁴³. Om vi likevel hadde kontrollert for yrke hadde resultatene vært omtrent som i figur 7.1, bortsett fra at linjen for de med oppnådd Master/PhD hadde vært lik linjen for de med yrkeskompetanse og linjen for de med annen kompetanse hadde vært omtrent lik som linjen for de med bachelorgrad. Dette indikerer at det at de med Master/PhD typisk jobber i bestemte, i hovedsak akademiske, gjør at de i praksis som regel vil ha en svakt høyere hasard for å delta i formell videreutdanning enn de med yrkeskompetanse, til tross for at de vil ha omtrent lik hasard i en tenkt (og fullstendig urealistisk) situasjon der de med master/PhD og de med yrkeskompetanse jobber i tilsvarende yrker. Dette vil også gjelde i en modell med yrke inkludert sammen med et mindre presist mål på oppnådd kompetanse (foreksempel

⁴² Vi lar også baseline hasard få variere med oppnådd kompetanse: vi inkluderer et samspillsledd mellom oppnådd kompetanse og logaritmen av forløpt tid i modellen.

⁴³ Et bedre alternativ er å kontrollere for yrke, slik vi gjør i tabell 7.1, og gjøre mer kompliserte beregninger der yrke får variere fritt med utgangspunkt i denne mer korrekte modellen. Vi har valgt den enklere framgangsmåten med å ikke inkludere yrke i modellen.

utdanningsnivå). Legg likevel merke til at forskjellene er små, og at det for alle formål blir riktig å tolke resultatene som at det generelt ikke er store forskjeller i deltakelse i formell videreutdanning mellom nyansatte med yrkeskompetanse og nyansatte med Master/PhD.

Vi har også fulgt personene som inngår i vårt utvalg av nyansatte (tabell 7.1) i sysselsettingsregisteret. Dette er årlige data som refererer til situasjonen tredje uken i november, over hovedarbeidsforholdet til alle sysselsatte og arbeidsmarkedsstatus for ikke-sysselsatte (registrert ledig eller ikke i arbeidsstyrken). Oppfølgingstiden for nyansatte når vi beregner hasarden for å bytte jobb, yrke eller næring er derfor år og ikke semester slik det var i forrige modell. Forøvrig er modellene like, bortsett fra at vi har inkludert en tidsvarierende dummy som indikerer om man i år t har fullført videreutdanning eller ikke. Dummyen får verdien 1 alle år etter at man første gang er registrert med fullført utdanning i utdanningsregisteret⁴⁴. Dummyen har verdien 0 for de som ikke har fullført utdanning i løpet av oppfølgingstiden og for de som har fullført utdanning i oppfølgingstiden men ikke har fullført utdanning (ennå) i år t . Analysen får dermed et kvasi-eksperimentelt («difference-in-differences») design, der «eksperimentgruppen», de som har fullført formell videreutdanning, både sammenliknes med seg selv før de har fullført og med nyansatte som aldri fullfører videreutdanning, og kan gis en kausal fortolkning (Morgan & Winship, 2014).

Tabell 7.2 Hasardrater for å bytte jobb, bytte yrke og for å bytte næring som funksjon av om man har fullført formell videreutdanning etter at man startet i ny jobb. Nyansatte personer 22–59 år.

	Ny jobb	Nytt yrke	Ny næring
Har fullført FVU	1,649*** [1,45–1,87]	1,806*** [1,54–2,12]	1,702*** [1,48–1,96]
Observasjoner	21837	29406	26463
Hendelser	4834	2458	3326
Log likelihood	-10957,3	-7951,9	-9442,3

Nyansatte er respondenter i Lærevilkårsmonitoren 2011–2017 mellom 22–59 år som har oppgitt å ha vært ansatt mindre enn 12 måneder sammenhengende i virksomheten de er ansatt i på intervju tidspunktet. Kjenne tegn ved individet og jobben er målt ved t_1 . Tidsenhet i oppfølgingstiden er år og maksimal oppfølgingstid er 8 år (t.o.m. 2018 eller året før personen fyller 60 år). År for første gang man er registrert med ny jobb (hovedarbeidsforhold i en virksomhet i t som ikke er den samme som i t_0), nytt yrke (3-sifret yrkeskode i t som ikke er den samme som i t_0) eller ny næring (3-sifret næringskode i t som ikke er den samme som i t_0) er identifisert ved hjelp av sysselsettingsregisteret. En tidsvarierende indikator for om og når (hvilket år) man har fullført formell videreutdanning er basert på data fra utdanningsregisteret: forløpstabellen over kurs. Modellen kontrollerer for alle de samme variablene (bortsett fra indikatoren for om t er vår- eller høstsemesteret) som inngår i modellen over formell videreutdanning (tabell 7.1). Hasardrater er fra komplementær log-log regresjon med Weibull spesifikasjon av base-line hasard (logaritmen av forløpt tid som kontrollvariabel).

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Resultatene i tabell 7.2 viser at det å fullføre videreutdanning fører til at man bytter jobb 65 prosent raskere (HR = 1,65 med 95 % konfidensintervall 1,5–1,9), at man er 81 prosent raskere til å bytte yrke (HR = 1,81 med 95 % konfidensintervall 1,5–2,1), og til at man er 70 prosent raskere til å bytte næring (HR = 1,70 med 95 % konfidensintervall 1,5–2,0)⁴⁵. Siden vi har kontrollert for alle variablene som er vist i tabell 7.1,

⁴⁴ Siden all utdanning som foregår i oppfølgingstiden per definisjon er videreutdanning, indikerer dummyen om en nyansatt har fullført formell videreutdanning eller ikke.

⁴⁵ Merk at framgangsmåten reduserer jobbavgang til *bytte av jobb*. Avganger fra jobben som ikke innebærer overgang til en ny jobb, f.eks. avgang til ledighet eller ut av arbeidsstyrken, ignoreres: de «sensureres».

tolkes de beregnede effektene som den gjennomsnittlige effekten av å ha deltatt i formell videreutdanning for ansatte på tvers av yrker, næringer, i små og store virksomheter, uavhengig av om man arbeider deltid eller heltid, og uavhengige av familietype, kjønn, alder og utdanningshistorikk. I virkeligheten vil effekten selvsagt variere.

7.2 Mobilitet etter videreutdanning

Vi har sett at deltakelse i formell videreutdanning generelt ser ut til å øke ansattes tilbøyelighet til å skifte jobb. Imidlertid er det stor variasjon i innhold og former for formell videreutdanning for ulike ansatte. For eksempel varierer det i hvilken grad arbeidstakere blir kompensert økonomisk for å delta i videreutdanning. Det er rimelig å anta at deltakelse i formell videreutdanning som er lønnet av arbeidsgiver reduserer tilbøyeligheten til å skifte jobb, blant annet fordi arbeidsgiver typisk vil stille betingelser for deltakelsen som bindingstid. Vi har testet denne hypotesen ved å kombinere survey- og registerdata om formell videreutdanning på lignende måte som tidligere.

Data er satt opp ved at vi først begrenset data til respondenter i Lærevilkårsmonitoren 2011-2018 som oppgir at de har vært ansatt sammenhengende i virksomheten i mer enn ett år og som har oppgitt hvor mange år de har jobbet sammenhengende i virksomheten. På samme måte som tidligere begrenset vi også data til respondenter som var under risiko for å delta i formell videreutdanning på intervjudtidspunktet, slik at vi kan måle deltakelse i formell videreutdanning på vanlig måte ved hjelp av indikatorene i Lærevilkårsmonitoren (se tidligere kapitler for detaljer).

Vi er mest interessert i om det er forskjell mellom ansatte som har fått full eller redusert lønn mens de deltok i videreutdanning og ansatte som ikke har blitt økonomisk kompensert, men som likevel har deltatt i videreutdanning. Spørsmålet om man har blitt økonomisk kompensert for å delta i videreutdanning stilles kun som et oppfølgingsspørsmål til de som oppgir at de har deltatt i formell utdanning siste fire uker. Vi har derfor ikke opplysninger om dette for de som ikke deltar i formell videreutdanning på intervjudtidspunktet, men som har deltatt i løpet av de siste 12 månedene. Vi inkluderer likevel en dummy for slike ansatte i modellen for ikke å blande dem sammen med referansegruppen: de uten deltakelse i løpet av de siste 12 måneder. Personene følges i opptil åtte år i sysselsettingsregisteret, og overgang til ny jobb, nytt yrke eller ny næring er operasjonalisert som tidligere. Modellene inneholder også alle de samme kontrollvariablene som i modellene som ga resultatene vist i tabell 7.2, i tillegg til (logaritmen av) antall års ansiennitet i virksomheten.

Resultatene i tabell 7.3 viser at ansatte som nylig har deltatt i eller avsluttet formell videreutdanning er betydelig raskere til å bytte jobb, bytte yrke og til å bytte næring enn ansatte som ikke har deltatt i videreutdanning. Det er også statistisk signifikante forskjeller i mobilitet mellom ansatte som deltar i formell videreutdanning med og uten lønn.

Tabell 7.3 Hasardrater for å bytte jobb, bytte yrke og for å bytte næring som funksjon av om man har deltatt i formell videreutdanning (FVU) i løpet av de siste 12 måneder. Ansatte 22–59 år med minst ett års ansiennitet (N = 37766).

	Ny jobb	Nytt yrke	Ny næring
FVU siste 12 måneder?			
Deltar i FVU uten lønn	1,441*** [1,31–1,58]	1,618*** [1,42–1,84]	1,463*** [1,31–1,64]
Deltar i FVU med lønn	1,158* [1,04–1,30]	1,125 [0,94–1,35]	1,232** [1,06–1,43]
Nylig avsluttet FVU	1,217*** [1,10–1,35]	1,171 [0,99–1,38]	1,195* [1,04–1,37]
Observasjoner	132742	154732	148176
Personer	37766	37766	37766
Hendelser	13031	5216	7605
Log likelihood	-41347,0	-21815,5	-28803,2

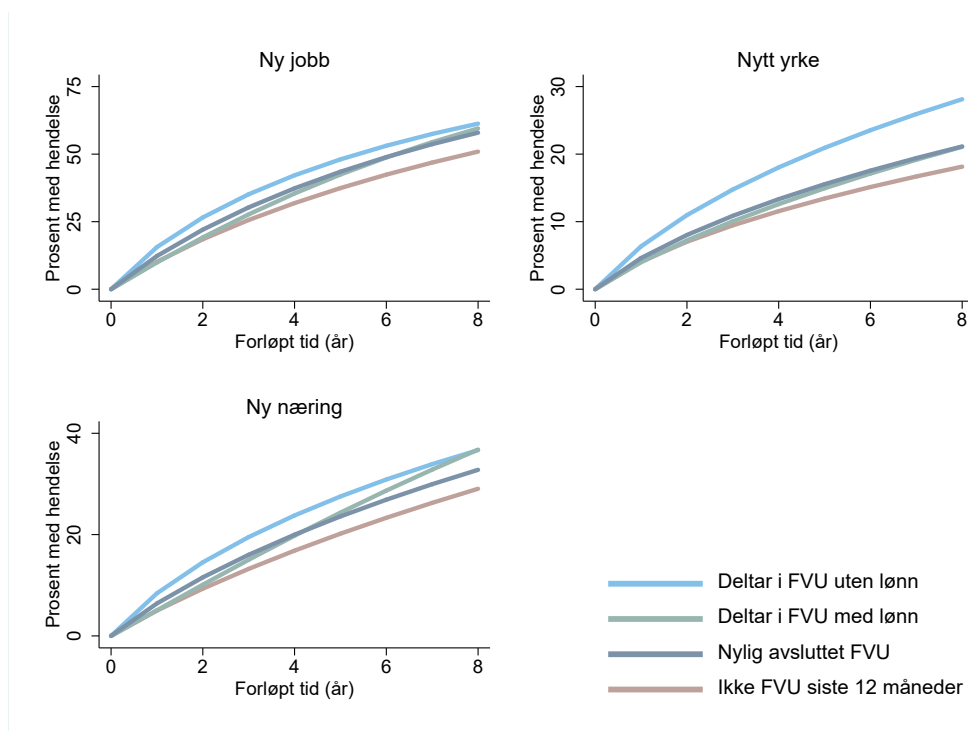
Respondenter i Lærevilkårsmonitoren 2011–2018 mellom 22–59 år som har oppgitt å ha vært ansatt mer enn 12 måneder sammenhengende i virksomheten de er ansatt i på intervjudtidspunktet. Deltakelse i FVU er målt ved hjelp av Lærevilkårsmonitoren. Effektene er kontrollert for alle de samme variablene bortsett fra indikatoren for om t er vår- eller høstsemesteret, som inngår i modellen over formell videreutdanning (tabell 7.1) i tillegg til (logaritmen av) antall års ansiennitet i virksomheten. Kjennetegn ved individet og jobben er målt ved t_i . Tidsenhet i oppfølgingstiden er år og maksimal oppfølgingstid er 8 år (t.o.m. 2018 eller året før personen fyller 60 år). År for første gang man er registrert med ny jobb (hovedarbeidsforhold i en virksomhet i t som ikke er den samme som i t_0), nytt yrke (3-sifret yrkeskode i t som ikke er den samme som i t_0) eller ny næring (3-sifret næringskode i t som ikke er den samme som i t_0) er identifisert ved hjelp av sysselsettingsregisteret. Hasardrater er fra komplementær log-log regresjon med Weibull spesifikasjon av baseline hasard (logaritmen av forløpt tid som kontrollvariabel).

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Resultatene viser at de som deltar i formell videreutdanning uten lønn er betydelig mer mobile enn de som deltar i formell videreutdanning med lønn, også når vi kontrollerer for en rekke individ- og jobbegenskaper. Sammenliknet med de som ikke har deltatt i formell videreutdanning i løpet av de siste 12 månedene er ansatte som deltar i formell videreutdanning uten lønn de som er raskest til å skifte jobb (HR = 1,44 og $p < 0,001$), raskest til å skifte yrke (HR = 1,62 og $p < 0,001$) og raskest til å bytte næring (HR = 1,46 og $p < 0,001$). Forskjellene mellom de som ikke har deltatt i formell videreutdanning i løpet av de siste 12 månedene og ansatte som deltar i formell videreutdanning med lønn er mindre, enten det gjelder hvor raske de er til å bytte jobb (HR = 1,16 og $p < 0,05$), bytte yrke (HR = 1,13 og $p > 0,05$) eller bytte næring (HR = 1,23 og $p < 0,01$). Videre ser vi at konfidensintervallene for hasardratene til henholdsvis ansatte som deltar i formell videreutdanning uten lønn og ansatte som deltar i formell videreutdanning med lønn ikke overlapper i modellen av å bytte jobb eller i modellen av å bytte yrke. Forskjellen mellom koeffisientene for de to gruppene var også statistisk signifikant ($p < 0,001$) i en Wald-test i begge modellene. Vi finner ingen statistisk signifikant forskjell i hasarden for å bytte næring mellom de som deltar i formell videreutdanning med og uten lønn.

På tilsvarende måte som vi gjorde med modellen av deltakelse i formell videreutdanning blant nyansatte, har vi beregnet den kumulative andelen som har byttet jobb, yrke og næring som funksjon av forløpt tid (antall år) siden man deltok i Lærevilkårsmonitoren etter i hvilken grad man er klassifisert med formell videreutdanning på undersøkelsestidspunktet (figur 7.2).

Figur 7.2 Kumulativ andel av ansatte som har byttet jobb, yrke eller næring etter deltakelse i formell videreutdanning (FVU) og forløpt tid.



Respondenter i Lærevilkårsmonitoren 2011–2017 mellom 22–59 år som har oppgitt å ha vært ansatt mer enn 12 måneder sammenhengende i virksomheten de er ansatt på intervju tidspunktet. Deltakelse i FVU er målt ved hjelp av Lærevilkårsmonitoren. Prosent med hendelse (1-overlevelsessannsynligheten) er beregnet for hypotetiske individer med gjennomsnittsverdier på alle kontrollvariabler (målt ved t_1) og er basert på diskret-tid forløpsanalyse (samme modell som i tabell 7.3, i tillegg til at baseline hasard får variere etter om man har deltatt i FVU). Merk ulik skala på y-aksen.

Figurene viser at en betydelig lavere andel av ansatte som ikke hadde deltatt i formell videreutdanning på starten av oppfølgingsperioden har byttet jobb, yrke eller næring på slutten av oppfølgingsperioden, sammenliknet med ansatte som deltok i eller nylig hadde avsluttet formell videreutdanning på intervju tidspunktet. Vi ser også at andelen som har byttet jobb, yrke eller næring blant ansatte som deltok formell videreutdanning uten lønn på starten av oppfølgingsperioden hele tiden er høyere enn tilsvarende andeler for de andre gruppene.

7.3 Paneldimensjonen i surveydataene

Hittil har vi kun brukt surveydata fra Lærevilkårsmonitoren som tverrsnittsdata, og basert oss på registerdata når vi følger respondenter over tid. Imidlertid er de fleste respondentene i AKU og Lærevilkårsmonitoren intervjuet mer enn én gang, slik at det også er mulig å utnytte paneldimensjonen i surveydataene til analyser. Respondentene i AKU, som respondentene i Lærevilkårsmonitoren er en undergruppe av, er vanligvis intervjuet i åtte påfølgende kvartaler og deltar derfor vanligvis også i Lærevilkårsmonitoren i to påfølgende år. Dette gir noen muligheter til å utnytte paneldimensjonen til å kontrollere for *umålte* egenskaper ved individer og jobber (såkalt uobservert heterogenitet), som ikke er mulig med tverrsnittsdata. En mye brukt teknikk for å oppnå dette er såkalt fasteffekt regresjon (Cameron & Trivedi, 2005)

som i prinsippet utnytter paneldimensjonen i data til å kontrollere bort alle målte og umålte egenskaper ved analyseenheter som ikke varierer over tid.

Vi har brukt en ikke-lineær versjon av slike teknikker (såkalt fasteffekt logistisk regresjon) til å analysere paneldata om respondenter i AKU/Lærevilkårsmonitoren, for å finne sammenhengen mellom deltakelse i formell videreutdanning og om man søker ny jobb eller ikke. Spørsmålet om deltakelse i formell utdanning i løpet av de siste 12 månedene er kun spurt i Lærevilkårsmonitoren, men spørsmålet om deltakelse i formell utdanning i løpet av de siste fire ukene (sammen med oppfølgings-spørsmålet om man fikk lønn eller ikke mens man deltok) er spurt hvert kvartal i AKU. Det betyr at vi får to målinger av jobbsøking og deltakelse i formell utdanning per individ når vi bruker data fra Lærevilkårsmonitoren, og åtte målinger per individ når vi bruker data fra AKU⁴⁶.

Tabell 7.4 Oddsreter for om man søker ny jobb mens man deltar i formell videreutdanning (FVU). Fast ansatte 22–59 år som jobber heltid.

	Modell 1	Modell 2	Modell 3
FVU siste 12 måneder	1,308* [1,04–1,64]		
FVU siste 4 uker			
Uten lønn		1,654** [1,14–2,40]	1,550*** [1,36–1,77]
Med lønn		0,996 [0,69–1,43]	1,034 [0,89–1,20]
Observasjoner	6336	6388	73418
Personer	3158	3184	12390
LL	-2189,9	-2206,8	-27218,5
Pseudo R kvadrert	0,003	0,004	0,002

Paneldata fra Lærevilkårsmonitoren (modell 1 og 2) eller AKU (modell 3). Oddsreter (95 % konfidensintervaller i klammer) fra fasteffekt logistisk (conditional logit) regresjon. Alle modellene inneholder også årsdummier og Modell 3 inneholder i tillegg kvartalsdummier.

Resultatene i tabell 7.4 viser at oddsen for at man aktivt søker ny jobb er 31 prosent høyere (OR = 1,31 og $p < 0,05$) hvis man har deltatt i formell videreutdanning i løpet av de siste 12 månedene enn ellers. Effekten er imidlertid avhengig av om man deltar i formell videreutdanning med eller uten lønn. Oddsene for at man søker ny jobb er 65 prosent høyere (OR = 1,65 og $p < 0,01$) hvis man ikke blir økonomisk kompensert for å delta (OR = 1,55 estimert ved hjelp av det lengre AKU-panelet). Vi finner imidlertid ingen statistisk signifikant forskjell i tilbøyeligheten til å søke jobb mellom de som deltar i formell videreutdanning med lønn og de som ikke deltar i det hele tatt. I tråd med det vi fant da vi så på faktisk jobbmobilitet (delkapittel 7.2) ser det altså ut til at viljen til å bytte jobb er klart høyere hvis man deltar i formell videreutdanning uten arbeidsgivers økonomiske velsignelse. Legg likevel merke til at, selv om vi nok kan være rimelig sikre på at det er en sammenheng mellom videreutdanning som man ikke blir økonomisk kompensert for å delta i og jobbmobilitet, er det begrenset hva vi kan si om årsakseffekten av at arbeidsgivere betaler for ansattes videreutdanning på

⁴⁶ Data er begrenset til fast ansatte 22–59 år som jobber heltid, som er en alternativ måte å utelukke studenter og andre som deltar i formell utdanning uten å delta i formell videreutdanning.

bakgrunn av de analysene vi har gjort her. Antakelig er andre forhold, som at arbeidsgivere ofte setter betingelser som bindingstid eller lignende, hvis de betaler for videreutdanning, minst like viktige forklaringer på sammenhengene vi har funnet.

7.4 Oppsummering

Mulighetene for å koble opplysninger fra registerdata til surveyopplysninger fra Lærevilkårsmonitoren har mange fordeler. En av de viktigste er at vi kan følge respondentene over tid i utdannings- eller sysselsettingsregisteret. Slike data kan være nyttige for bedre å forstå deltakelse i formell videreutdanning, og sammenhengen mellom videreutdanning og ulike former for arbeidsmarkedsmobilitet. Det er også en paneldimensjon i surveydataene fra Lærevilkårsmonitoren og AKU; nesten alle respondentene er intervjuet mer enn en gang, som ikke ofte har blitt anvendt til empiriske analyser. Vi har imidlertid vist at paneldata fra AKU/Lærevilkårsmonitoren er godt egnet til empiriske analyser av sammenhenger som er relatert til videreutdanning og jobbmobilitet.

I analysene som er vist i dette kapitlet finner vi at egenskaper ved jobben, som hvilken næring man jobber innenfor, og egenskaper ved personen, som familieforhold og utdanningshistorikk, har betydning for hvor lang tid det tar før en nyansatt deltar i formell videreutdanning. Vi finner videre at når ansatte har deltatt i formell videreutdanning øker sannsynligheten for å bytte jobb, bytte yrke og/eller bytte næring. Sammenhengen mellom formell videreutdanning og økt jobbmobilitet ser imidlertid ut til å være betydelig svakere for ansatte som blir økonomisk kompensert for å delta i formell videreutdanning.

8 Videreutdanning og jobbmobilitet blant lærere, sykepleiere og ingeniører

Mens vi i forrige kapittel undersøkte deltakelse i formell videreutdanning og sammenhengen mellom videreutdanning og jobbmobilitet på tvers av yrker og næringer, skal vi i dette kapittelet fokusere på videreutdanning og jobbmobilitet blant lærere, sykepleiere og ingeniører. Surveydata fra Lærevilkårsmonitoren egner seg ikke særlig godt til detaljerte analyser av spesifikke yrkesgrupper. Analysene i dette kapittelet bygger derfor kun på registerdata. For å illustrere mulighetene som registerdata gir for å analysere problemstillinger som er relevante for videreutdanning og mobilitet på arbeidsmarkedet, skal vi både sammenlikne og gjøre mer detaljerte analyser av hver gruppe.

8.1 Identifisering av lærere, sykepleiere og ingeniører

Lærere, sykepleiere og ingeniører kan identifiseres ved hjelp av utdanningsregisteret og/eller ved hjelp av yrkeskoden i sysselsettingsregisteret. Vi har valgt å ta utgangspunkt i data fra utdanningsregisteret (forløpstabellen over kurs) om all fullført utdanning i perioden 2003–2017 (skoleårene 2003/2004–2016/2017). Ved hjelp av en variant av utdanningskoden (Universitets- og høyskolegruppering, UH gruppe) identifiserer vi lærere, sykepleiere og ingeniører som personer som har fullført og bestått grunnutdanning som allmennlærer (UH gruppe 8), sykepleier (UH gruppe 12) eller treårig ingeniørutdanning (UH gruppe 11) i perioden. Vi har begrenset data til personer som fullførte grunnutdanningen sin før fylte 35 år⁴⁷.

Tabell 8.1 Kjønn, alder og sosial bakgrunn til nyutdannede lærere, sykepleiere og ingeniører i perioden 2003–2017.

	Lærere	Sykepleiere	Ingeniører
Kvinne	0,744	0,901	0,188
Alder	25,6	25,2	25,2
Sosial bakgrunn			
Foreldre har lang høyere utdanning	0,099	0,086	0,137
Foreldre har kort høyere utdanning	0,394	0,321	0,383
Foreldre har videregående utdanning	0,449	0,487	0,395
Foreldre har grunnskoleutdanning	0,052	0,074	0,048
Data mangler	0,006	0,032	0,036
Personer	20289	37652	26757

⁴⁷ En meget liten gruppe (< 50 personer) har fullført mer enn én av de tre typene grunnutdanning før fylte 35 år. Disse er ikke inkludert i analysegrunnlaget.

Tabell 8.1 viser hvordan de som i perioden 2003–2017 fullførte en grunnutdanning som allmennlærer, sykepleier eller ingeniør fordeler seg etter kjønn, alder ved fullført grunnutdanning, og sosial bakgrunn. Den største forskjellen mellom utdanningsgruppene er kjønnsfordelingen. Mens rundt tre av fire lærere og ni av ti sykepleiere er kvinner, er færre enn to av fem ingeniører kvinner. Ingeniører skiller seg også fra de to andre utdanningsgruppene ved at flere har foreldre med lang høyere utdanning.

For akkurat de tre yrkene vi er interessert i her vil det generelt være sterkt sammenfall mellom utdanningstype og yrke. Siden vi også er interessert i mobilitet på arbeidsmarkedet, og hvordan egenskaper ved jobben har sammenheng med videreutdanning og mobilitet, ønsket vi imidlertid i noen analyser også å begrense data til lærere, sykepleiere og ingeniører som *jobber som lærere, sykepleiere og ingeniører*. I disse analysene består analysegrunnlaget av data om personer som fullførte en av de tre typene grunnutdanning i perioden 2010–2017 (skoleårene 2009/2010–2016/2017), og vi følger disse fra og med første året etter fullført grunnutdanning de er registrert med en relevant jobb for sin utdanning.

Det er relativt enkelt å identifisere slike jobber for lærere og sykepleiere⁴⁸, men for personer med treårig ingeniørutdanning ser det ut til å være nesten like vanlig å være registrert med yrkestittelen sivilingeniør (STYRK kode 214-215) som ingeniør (STYRK kode 311) i sysselsettingsregisteret. I og med at sivilingeniør er en beskyttet tittel som krever sivilingeniørutdanning på masternivå, er dette en kilde til forvirring. Vi har imidlertid valgt å kode alle nyutdannede ingeniører som at de har en relevant jobb hvis de jobber som ingeniør eller sivilingeniør. Tabell 8.2 viser egenskaper ved nyutdannede lærere, sykepleiere og ingeniører når de har startet i sin første relevante jobb, operasjonalisert på denne måten.

Tabell 8.2 Deskriptiv statistikk om personer som fullførte grunnutdanning som lærer, sykepleier eller ingeniører i perioden 2010–2017 når de har startet å jobbe som lærer, sykepleier eller ingeniør.

	Lærere	Sykepleiere	Ingeniører
Kvinne	0,765	0,905	0,200
Alder ved fullført grunnutdanning	25,3	25,0	25,2
Sosial bakgrunn			
Foreldre har lang høyere utdanning	0,098	0,084	0,132
Foreldre har kort høyere utdanning	0,415	0,341	0,406
Foreldre har videregående utdanning	0,436	0,464	0,389
Foreldre har grunnskoleutdanning	0,045	0,073	0,044
Data mangler	0,006	0,037	0,030
Antall år siden fullført grunnutdanning	1,4	1,2	2,1
Deltid	0,171	0,487	0,034
Antall ansatte i virksomheten	52,5	1516,8	517,9
Sentralitet	2,4	2,4	2,6
Personer	10766	21698	10383

⁴⁸ Det fins egne yrkeskoder for grunnskolelærere (STYRK08 kode 2341) og sykepleiere (STYRK08 kode 2223). Siden vi kun bruker tre første sifrene av yrkeskoden for å identifisere relevante jobber for ingeniører, bruker vi imidlertid også kun de tre første sifrene for å identifisere relevante jobber for lærere og sykepleiere. I praksis har dette liten betydning, siden det er veldig sterk sammenheng mellom hvilken grunnutdanning man har og hvilken yrkesbetegnelse man har for lærere og sykepleiere.

Vi ser det samme mønsteret når det gjelder kjønnsfordeling og sosial bakgrunn når vi begrenser data til nyutdannede i sin første relevante jobb (tabell 8.2) som vi så blant alle nyutdannede (tabell 8.1): Sykepleieryrket og læreryrket er kvinnedominert, ingeniøryrker er mannsdominerte. Ingeniører har oftere foreldre med lang høyere utdanning. Det er imidlertid også store forskjeller mellom yrkesgruppene når det gjelder kjennetegn ved jobben. Mens nesten halvparten (48,7 prosent) av sykepleierne jobber deltid med avtalt arbeidstid mindre enn 30 timer i uken, er det bare 3,4 prosent av ingeniørene og 17,1 prosent av lærerne som jobber deltid. Sykepleiere jobber vanligvis også på svært store arbeidsplasser med over 1500 ansatte i gjennomsnitt, mens arbeidsplassene til ingeniører og lærere (hhv. 500 og 50 ansatte i gjennomsnitt) er mindre. Det er også en forskjell mellom yrkesgruppene med hensyn til hvor lang tid det har tatt å få sin første relevante jobb, der ingeniører vanligvis bruker lengre tid (2,1 år i gjennomsnitt) enn lærere (1,4 år) og sykepleiere (1,2 år). Dette indikerer at også arbeidsmarkedet er forskjellig for de tre yrkesgruppene, og nyutdannede ingeniører i perioden vi ser på har vanskeligere for å få en relevant jobb enn de andre to.

8.2 Videreutdanning blant lærere, sykepleiere og ingeniører

Vi har undersøkt i hvilken grad utdanningsgruppene er forskjellige med hensyn til hvor raskt de deltar i videre utdanning. Det har vi gjort ved å følge personene i utdanningsregisteret fra og med halvåret etter at de har fullført grunnutdanningen og funnet hvilket halvår de første gang er registrert med en påbegynt utdanning. Vi har identifisert starttidspunktet for når personene første gang er registrert med en hvilken som helst påbegynt utdanning, at de har tatt *mer utdanning*, første gang de er registrert med påbegynt *videreutdanning*, og første gang de er registrert med en påbegynt utdanning som leder til en *ny grad*. I utdanningsregisteret har vi brukt en egen variabel for å identifisere videreutdanning⁴⁹ og en påbegynt grad etter fullført grunnutdanning er identifisert ved at utdanningen har en planlagt varighet på minst 120 studiepoeng (to år).

Resultatene viser at det er store forskjeller mellom utdanningsgruppene når det gjelder hvor raskt de vender tilbake til det formelle utdanningssystemet etter at de har fullført grunnutdanningen. Ingeniører og lærere er de som raskest vender tilbake for å ta mer utdanning. Ingeniører er litt raskere enn lærere (HR = 1,04 og $p < 0,001$) mens sykepleiere bruker nesten dobbelt så lang tid som lærere før de tar mer utdanning (HR = 0,59 og $p < 0,001$). Ingeniører bruker imidlertid fem ganger lengre tid enn lærere (HR = 0,19 og $p < 0,001$) på å starte på videreutdanning. Forskjellen mellom lærere og sykepleiere er betydelig mindre (HR = 0,96 og $p < 0,05$). Ingeniører er også de klart raskeste av de tre gruppene til å starte på en ny grad etter at de har fullført grunnutdanningen, og hasarden for å starte på en ny grad er 2,8 ganger høyere enn for lærere. Sykepleiere er mindre tilbøyelige til å starte på en ny grad enn lærere (OR = 0,67 og $p < 0,001$).

⁴⁹ EVUFJERN er en intern variabel som SSB bruker for å skille mellom utdanninger ved universitet og høyskoler etter om de er del av ordinær utdanning eller etter- eller videreutdanning og hvorvidt de er tatt som fjernundervisning. Med etterutdanning menes kortere kurs som ikke gir formell kompetanse, men som sikter mot fornyelse og ajourføring av en førstegangsutdanning. Med videreutdanning menes eksamensrettede studier/fag som gir formell kompetanse og studiepoenguttelling i en grad. Et videreutdanningstilbud vil ofte være en spesialisering/påbygging av en grunnutdanning. Variabelen skiller ikke mellom etter- og videreutdanning, men flesteparten (rundt 6 av 7 kurs i våre data) av kursene som klassifiseres som etter- eller videreutdanning av EVUFJERN gir studiepoenguttelling. Grensen mellom ordinær og videreutdanning er likevel uklar.

Ingeniører og lærere er altså de som raskest vender tilbake til utdanningssystemet for å ta mer utdanning, men ingeniører velger i mye større grad å starte på en ny grad framfor å starte på videreutdanning. Lærere og sykepleiere er omtrent like raske til å starte på videreutdanning, men lærere er raskere til å starte på et langvarig utdanningsløp (ny grad) enn sykepleiere. Det er også forskjeller etter alder ved fullført grunnutdanning og sosial bakgrunn på tvers av utdanningsgruppene. Ikke overraskende viser resultatene at lærere, sykepleiere og ingeniører som har foreldre med lang høyere utdanning vender raskere tilbake til utdanningssystemet enn sine medstudenter med lavere sosial bakgrunn. Det er heller ikke overraskende at jo eldre personene var da de fullførte grunnutdanningen, jo lenger tid bruker de på å ta mer utdanning (HR = 0,95 og $p < 0,001$) og på å starte på et langvarig utdanningsløp (HR = 0,85 og $p < 0,001$).

Tabell 8.3 Hasardrater for å ta mer utdanning, for å starte på videreutdanning, og for å starte på en ny grad etter fullført grunnutdanning for lærere, sykepleiere og ingeniører.

	Mer utdanning	Videreutdanning	Ny grad (120+ SP)
Grunnutdanning (ref. = Allmennlærer)			
Ingeniør	1,039** [1,01–1,07]	0,192*** [0,18–0,20]	2,792*** [2,62–2,97]
Sykepleier	0,591*** [0,58–0,61]	0,959* [0,93–0,99]	0,666*** [0,62–0,71]
Kvinne	1,023 [1,00–1,05]	1,004 [0,96–1,05]	0,964 [0,91–1,02]
Alder	0,950*** [0,95–0,95]	1,019*** [1,01–1,02]	0,850*** [0,84–0,86]
Foreldrenes høyeste utdanning (ref. = lang høyere)			
Kort høyere	0,795*** [0,77–0,82]	0,994 [0,94–1,05]	0,709*** [0,67–0,75]
Videregående	0,700*** [0,68–0,72]	0,964 [0,92–1,01]	0,543*** [0,51–0,58]
Grunnskole	0,707*** [0,67–0,74]	0,998 [0,93–1,07]	0,483*** [0,43–0,54]
Data mangler	1,076* [1,01–1,15]	0,960 [0,86–1,07]	1,095 [0,97–1,24]
Forløpt tid (log)	0,518*** [0,51–0,52]	1,066*** [1,05–1,08]	0,419*** [0,41–0,43]
Observasjoner	729014	1003847	1090078
Personer	84698	84698	84698
Hendelser	43352	19045	9763
Log likelihood	-153229,0	-91117,3	-48440,4

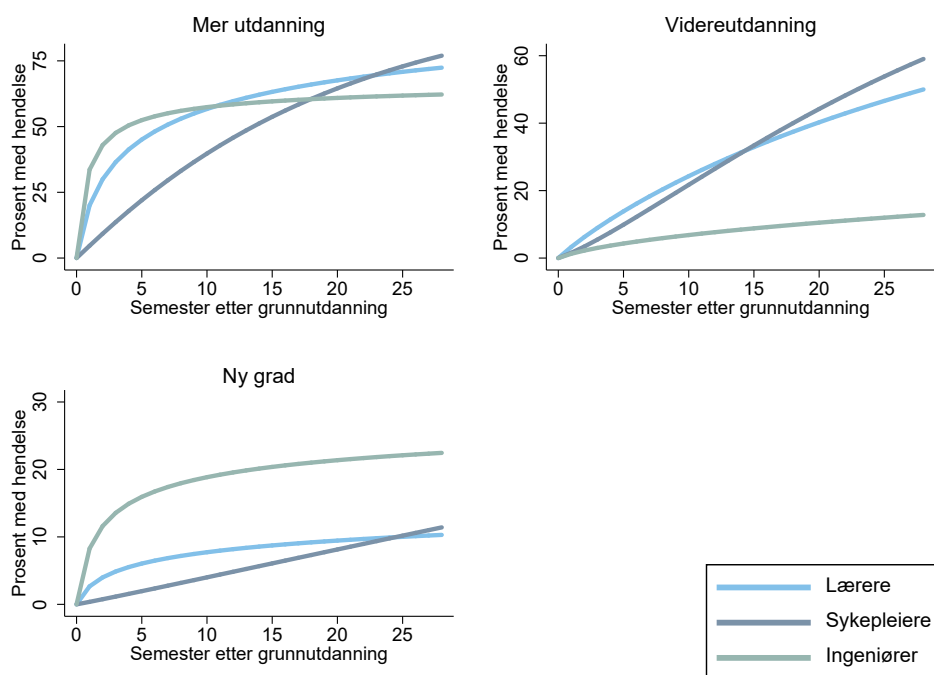
Personer 22–34 år registrert med fullført grunnutdanning som allmennlærer (UH gruppe 8), sykepleier (UH gruppe 12) eller ingeniør (UH gruppe 11) fra perioden 2003–2017 er fulgt i utdanningsregisteret (forløpstabellen for kurs) fram til (halvåret) de på ny er registrert med påbegynt utdanning (mer utdanning), til de er registrert med påbegynt utdanning som er klassifisert som videreutdanning (EVUFJERN), eller til de er registrert med en påbegynt grad av minst 120 studiepoengs varighet. Individegenskaper er målt i starten på oppfølgingsperioden (halvåret for fullført grunnutdanning). Modellene inkluderer også et konstantledd. Hasardrater er fra komplementær log-log regresjon med Weibull spesifikkasjon av baseline hasard (logaritmen av forløpt tid som kontrollvariabel).

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Alder har positiv sammenheng med hasarden for å starte på videreutdanning, og våre resultater viser at man er 2 prosent raskere til å starte på videreutdanning for hvert år eldre man var da man fullførte grunnutdanningen som lærer, sykepleier eller ingeniør (HR = 1,02 og $p < 0,001$). Det betyr for eksempel at en lærer, sykepleier eller ingeniør som var 30 år ved fullført grunnutdanning har 10 prosent høyere hasard for å starte på videreutdanning enn en tilsvarende lærer, sykepleier eller ingeniør som var 25 år ved fullført grunnutdanning.

Den beregnede effekten av forløpt tid, baseline hasard,) viser at sannsynligheten for å vende tilbake til utdanningssystemet synker jo lenger tid man går uten å ha tatt mer utdanning (HR = 0,52 og $p < 0,001$). Effekten er enda sterkere for sannsynligheten for å begynne på en langvarig utdanning som en ny grad (HR = 0,42 og $p < 0,001$). Effekten av forløpt tid er imidlertid svakt positiv for videreutdanning (HR = 1,07 og $p < 0,001$), noe som indikerer at sannsynligheten for at lærere, sykepleiere og ingeniører vil starte på videreutdanning på tidspunkt t hvis de ikke allerede har gjort det er større jo lenger tid det har gått siden de fullførte grunnutdanningen, kontrollert for alder, kjønn og sosial bakgrunn.

Figur 8.1 Kumulativ andel av lærere, sykepleiere og ingeniører som har startet mer utdanning, startet videreutdanning eller har startet på en ny grad som funksjon av tid siden fullført grunnutdanning.



Personer 22–34 år registrert med fullført grunnutdanning som allmennlærer (UH gruppe 8), sykepleier (UH gruppe 12) eller ingeniør (UH gruppe 11) i perioden 2003–2017 er fulgt i utdanningsregisteret (forløpstabellen for kurs) fram til (halvåret) de på ny er registrert med påbegynt utdanning (mer utdanning), til de er registrert med påbegynt utdanning som er klassifisert som videreutdanning (EVUFJERN), eller til de er registrert med en påbegynt grad av minst 120 studiepoengs varighet. Kumulative andeler (1-overlevelsessannsynligheten) fra komplettær log-log regresjon med Weibull spesifikkasjon av baseline hasard (samme modell som i tabell 8.3, men beregnet separat for de tre utdanningsgruppene). Beregningene er gjort for hypotetiske personer med gjennomsnittsverdier på kontrollvariablene. Merk ulik skala på y-aksen.

Sammenhengen mellom antall semester siden fullført grunnutdanning og videreutdanning er også vist i figur 8.1. Mens halvparten av ingeniørene har vendt tilbake til utdanningssystemet før det har gått fire semestre, ser vi at det tar rundt 3–4 år før en

like stor andel av lærere har startet på mer utdanning. Blant sykepleiere tar det 7–8 år før halvparten har startet mer utdanning. Formen på kurven til ingeniørene, og i noen grad også kurven til lærere, tyder på at en nokså stor andel vender veldig raskt tilbake til utdanningssystemet for mer utdanning, mens det blant den resterende andelen er veldig få som tar mer utdanning i det hele tatt. For sykepleiere, hvor den kumulative andelen øker mer jevnt over tid, ser det derimot mer ut til å være et jevnt tilsig av personer som tar mer utdanning.

Forøvrig viser figuren også at veldig få ingeniører tar videreutdanning, mens rundt 20 prosent av lærere og sykepleiere har startet videreutdanning innen det har gått ti semestre siden fullført grunnutdanning. Den kumulative andelen av ingeniører som har startet på en ny grad øker også meget raskt like etter fullført grunnutdanning, og er over 10 prosent bare noen semestre etter avsluttet grunnutdanning. Etter fem år begynner kurven å flate ut på samme måte som andelen som har tatt mer utdanning. Vi kan tolke også dette som et uttrykk for at de ingeniørene som starter på en langvarig utdanning typisk gjør dette ikke lenge etter at de har fullført grunnutdanningen, mens det er et veldig moderat tilsig av personer som starter på en ny grad etter at det har gått tre år siden de fullførte grunnutdanningen. Både for sykepleiere og (litt mindre tydelig) for lærere ser vi at det er et jevnere tilsig av personer som starter på en ny grad.

8.3 Videreutdanning og mobilitet på arbeidsmarkedet for lærere, sykepleiere og ingeniører

Vi har også undersøkt sammenhengen mellom etter- og videreutdanning og mobilitet på arbeidsmarkedet for lærere, sykepleiere og ingeniører etter at de har startet i sin første relevante jobb (tabell 8.4). Vi bruker en tidsvarierende dummy for å indikere om en person har deltatt i videreutdanning i år t eller ikke (basert på EVUFJERN) til å beregne effekten av å delta i videreutdanning på hasarden for å bytte jobb, bytte yrke og på hasarden for å bli arbeidsledig. Som vi husker var det store forskjeller mellom utdanningsgruppene med hensyn til kjønnsfordeling, sosial bakgrunn og egenskaper ved jobben (tabell 8.2). Vi har derfor kontrollert for slike forhold for å få et estimat på effekten av videreutdanning på tvers av yrkesgruppene, uavhengig av de person- og jobbegenskaper vi kontrollerer for.

Resultatene viser at de som har deltatt i videreutdanning etter fullført grunnutdanning har rundt 14 prosent høyere hasard for å bytte yrke ($HR = 1,14$ og $p < 0,01$), men hele 63 prosent lavere hasard for å bli arbeidsledig ($HR = 0,37$ og $p < 0,001$). Videreutdanning ser altså ut til å gi et meget sterkt vern mot ufrivillig jobbavgang, men ser også ut til å føre til noe yrkesavgang som vi antar i større grad vil være frivillig.

Uavhengig av om de har deltatt i videreutdanning eller ikke skiller yrkesgruppene seg fra hverandre med hensyn til hvor raskt de skifter jobb eller yrke og med hensyn til risikoen for å bli arbeidsledig. Ingeniører skifter jobb litt raskere enn lærere ($HR = 1,14$ og $p < 0,001$), men ikke så raskt som sykepleiere ($HR = 1,37$ og $p < 0,001$). Ingeniører er imidlertid raskere til å bytte yrke enn både lærere ($HR = 4,45$ og $p < 0,001$) og sykepleiere ($HR = 1,17$ og $p < 0,001$), og de er også mye mer utsatt for å bli arbeidsledige ($HR = 5,01$ og $p < 0,001$). Sykepleiere har lavere risiko for arbeidsledighet enn lærere ($HR = 0,69$ og $p < 0,05$). I den perioden vi ser på er det naturlig å se den relativt høyere risikoen for arbeidsledighet blant ingeniører i sammenheng med oljeprisfallet i 2014 (se delkapittel 8.6).

Fra de øvrige resultatene ser vi at kvinner generelt er litt mindre mobile enn menn, og bruker for eksempel lenger tid på å skifte yrke enn menn ($HR = 0,82$ og $p < 0,001$).

Hasarden for å bytte jobb er litt lavere jo eldre man var da man fullførte grunnutdanningen (HR = 0,99 og $p < 0,001$), mens hasarden for å bytte yrke (HR = 1,02 og $p < 0,001$) og for å bli arbeidsledig (HR = 1,08 og $p < 0,001$) øker med høyere alder. Hvis det gikk lang tid mellom fullført grunnutdanning og til man ble ansatt som lærer, sykepleier eller ingeniør, er hasarden for å bytte jobb lavere (HR = 0,94 og $p < 0,001$) mens hasarden er større for å bytte yrke (HR = 1,27 og $p < 0,001$) og for å bli arbeidsledig (HR = 1,33 og $p < 0,001$).

Tabell 8.4 Hasardrater (95 % konfidensintervaller i parentes) for å starte i ny jobb, i et nytt yrke eller å bli arbeidsledig som funksjon av om man har deltatt i videreutdanning (FVU) og kontrollvariabler. Lærere, sykepleiere og ingeniører som har startet i sin første relevante jobb.

	Ny jobb	Nytt yrke	Ledig
Har deltatt i FVU	1,036 [0,99–1,08]	1,137** [1,05–1,23]	0,374*** [0,26–0,55]
Yrke (ref. = Grunnskolelærer)			
Ingeniør	1,137*** [1,08–1,19]	4,454*** [4,09–4,85]	5,006*** [3,83–6,55]
Sykepleier	1,372*** [1,32–1,43]	1,167*** [1,07–1,27]	0,691* [0,51–0,93]
Kvinne	0,972 [0,93–1,01]	0,820*** [0,77–0,88]	0,974 [0,81–1,18]
Alder	0,985*** [0,98–0,99]	1,022*** [1,01–1,03]	1,079*** [1,05–1,10]
Antall år siden fullført grunnutdanning (log)	0,939*** [0,90–0,97]	1,272*** [1,20–1,34]	1,333*** [1,14–1,56]
Deltid	1,376*** [1,33–1,42]	1,291*** [1,21–1,38]	1,212 [0,96–1,54]
Antall ansatte i virksomheten (log)	0,890*** [0,88–0,90]	0,950*** [0,94–0,96]	1,098*** [1,05–1,15]
Sentralitet	1,015 [1,00–1,03]	0,983 [0,96–1,01]	1,145** [1,04–1,27]
Forløpt tid (log)	0,706*** [0,69–0,72]	1,126*** [1,08–1,18]	1,156* [1,01–1,32]
Observasjoner	116842	157562	169917
Personer	41251	41251	41251
Hendelser	21361	6654	755
Log likelihood	-54364,3	-25616,8	-4281,5

Personer 22–34 år som er registrert med fullført grunnutdanning som allmennlærer (UH gruppe 8), sykepleier (UH gruppe 12) eller ingeniør (UH gruppe 11) i perioden 2010–2017 er fulgt i sysselsettingsregisteret 2011–2018 fra og med første året de er registrert som lønntaker i en relevant jobb som henholdsvis lærer (STYRK kode 234), sykepleier (STYRK kode 222) eller ingeniør/sivilingeniør (STYRK kode 311, 214 eller 215). Personene følges fram til de første gang er registrert med en *ny jobb*, som vil si at personen er registrert som sysselsatt i en annen virksomhet (et annet org.nr) enn ved starten av forløpet, et *nytt yrke*, som vil si at personen er registrert med en annen (tresifret) yrkeskode enn ved starten av forløpet, eller som *ledig*, som betyr at personen er registrert med arbeidsmarkedsstatus «helt ledig». Egenskaper ved individer eller jobber er målt ved starten av forløpet, men dummyen som indikerer om man har deltatt i FVU eller ikke i år t er tidsvarierende. Alle modellene inneholder også et sett med dummys for sosial bakgrunn (foreldrenes høyeste utdanning) og et konstantledd i tillegg til et sett med tidsvarierende dummys for kalenderår. Hasardrater er fra komplementær log-log regresjon med Weibull spesifiserte av baseline hasard (logaritmen av forløpt tid som kontrollvariabel).

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Deltidsansatte er mer tilbøyelige til å bytte jobb (HR = 1,38 og $p < 0,001$) og til å bytte yrke (HR = 1,29 og $p < 0,001$) enn de som jobber heltid. Jobber man i en stor virksomhet er hasarden lavere for at man bytter jobb (HR = 0,89 og $p < 0,001$) eller bytter yrke (HR = 0,95 og $p < 0,001$) enn i små virksomheter. Jobber man i en stor virksomhet er imidlertid risikoen for å bli arbeidsledig større (HR = 1,10 og $p < 0,001$). Risikoen for å bli ledig er også større om man bor i sentrale strøk (HR = 1,15 og $p < 0,01$).

Vi har altså sett at det er store forskjeller mellom lærere, sykepleiere og ingeniører både når det gjelder utdanningsaktivitet etter fullført grunnutdanning og når det gjelder mobilitet på arbeidsmarkedet. Vi ser likevel at det å delta i videreutdanning ser ut til å gi et sterkt vern mot arbeidsledighet på tvers av yrkesgruppene. Det at de som har deltatt i videreutdanning også ser ut til å bytte yrke oftere enn andre kan både bety at slik deltakelse stimulerer til både horisontal mobilitet, til et yrke med andre arbeidsoppgaver, og til vertikal mobilitet til et yrke med høyere lønn, status eller ansvar. Vi skal i resten av dette kapittelet gjøre noen mer detaljerte analyser av de ulike yrkesgruppene.

8.4 Lærere

Gjennom flere år har det fra myndighetens side vært en strategisk satsning på å heve lærernes kompetanse, blant annet gjennom endringer i opplæringslovens kompetansekrav. Siden 2012 har det vært krav til «relevant faglig og pedagogisk kompetanse» for å få fast ansettelse, og siden 2014 har det vært krav til at lærere skal ha fordypning i fagene de underviser i. Kompetansekravene er omfattende, og har skapt stort behov for formell videreutdanning blant lærere⁵⁰. Som følge av dette forventer vi også *lærermangel* på mange skoler. Måten skolene håndterer situasjonen på kan ha langvarige konsekvenser for arbeidsmiljøet, som igjen kan påvirke videreutdannede læreres beslutning om å vende tilbake til sin gamle arbeidsplass og/eller i hvilken grad de forlater yrket. De nye kompetansekravene om at lærere må ha fordypning i fagene de underviser i gjelder lærere som er ansatt i grunnskolen etter 1.1.2014. Grunnskolelærere som er ansatt etter dette tidspunktet har derfor et sterkere insentiv for å ta videreutdanning enn andre.

Vi skal i dette delkapittelet undersøke om grunnskolelærere som er omfattet av de nye kompetansekravene skiller seg fra andre grunnskolelærere med hensyn til videreutdanning og jobbmobilitet. Vi skal også undersøke om lærermangel på skolen læreren jobber på har betydning for videreutdanning og jobbmobilitet. På samme måte som før har vi begrenset data til lærere som fullførte grunnutdanningen sin i perioden 2010–2017, og vi starter å følge lærere i utdannings- og sysselsettingsregisteret etter at de har startet i sin første relevante jobb som lærer. Til forskjell fra tidligere har vi imidlertid operasjonalisert en relevant jobb litt snevrere, og krever nå at læreren i perioden 2011–2017 og etter fullført grunnutdanning, skal være registrert som grunnskolelærer (STYRK kode 2341) ved en kommunal grunnskole som vi har opplysninger om fra Grunnskolens Informasjonssystem (GSI). Tabell 8.5 gir en oversikt over lærere som er inkludert i analysegrunnlaget.

I tillegg til variabler vi har brukt tidligere, har vi i analysene i dette delkapittelet også med en indikator for om læreren ble ansatt i 2014 eller senere og er omfattet av

⁵⁰ De nye kompetansekravene innebærer for eksempel at man må kunne dokumentere relevant høyere utdanning tilsvarende minst 30 studiepoeng, dvs. et halvt års studier på heltid, for å undervise i fag som norsk, matematikk eller engelsk på barnetrinnet (minst 60 på ungdomstrinnet). Målet er at man i alle skoler skal fylle kompetansekravene innen ti år.

de nye kompetansekravene, og et mål på om det er *lærermangel* på skolen. Lærermangel er målt ved hjelp av opplysninger fra GSI om skolen oppfyller en politisk bestemt norm for lærertetthet per elev. Positive verdier betyr lærermangel, negative verdier betyr læreroverskudd⁵¹. Av tabell 8.5 ser vi at det ikke er lærermangel på skolene lærerne i analysegrunnlaget jobber på når vi ser dem under ett. Lærerne jobber på skoler som i gjennomsnitt ligger 1,9 skalapoeng under norm for lærertetthet.

Tabell 8.5 Deskriptiv statistikk om lærere som inngår i analysegrunnlaget.

	Gjennomsnitt
Ansatt i 2014 eller senere	0,654
Kvinne	0,772
Alder	25,2
Foreldres utdanning	
Lang høyere	0,095
Kort høyere	0,418
Videregående	0,438
Grunnskole	0,044
Data mangler	0,005
Sentralitet	2,4
Lærermangel	-1,9
Jobber deltid	0,2
År siden fullført grunnutdanning (log)	1,4
Personer	7905

Vi følger lærerne i sysselsettings- og utdanningsregisteret på vanlig måte. I utdanningsregisteret følger vi lærere fra og med halvåret etter at de har startet å jobbe som lærere, til halvåret de har startet på en hvilken som helst utdanning (mer utdanning) og i en separat analyse til de har startet på videreutdanning for lærere som har en egen utdanningskode, NUS 625.

Resultatene (tabell 8.6) viser at lærere som ble ansatt i 2014 eller senere og derfor er omfattet av de nye kompetansekravene, ikke har signifikant høyere hasard for å starte på en hvilken som helst utdanning etter fullført grunnutdanning (HR = 1,11 og $p > 0,05$), men 50 prosent høyere hasard for å starte på videreutdanning for lærere (HR = 1,51 og $p < 0,05$), sammenliknet med lærere som ble ansatt før dette. Det er også en effekt av lærermangel, og lærere på skoler med lærermangel bruker lenger

⁵¹ GSI er en åpen datakilde (kan lastes ned fra <https://gsi.udir.no/>) med opplysninger om grunnskoler som f.eks. det såkalte «Gruppestørrelse 2» som kan brukes til å beregne om det er lærermangel på skoler. Opplysningene fra GSI er koblet til sysselsettingsregisteret via virksomhetens (krypterte) organisasjonsnummer. Vi har brukt opplysningene om Gruppestørrelse 2 til å måle i hvilken grad skolen er over (lærermangel ved skolen) eller under (det er ikke lærermangel ved skolen) en politisk bestemt norm om lærertetthet (gruppestørrelse 2 lik 15 på 1-4 trinn og 20 på 5-7 og 8-10 trinn). Normen basert på Gruppestørrelse 2 ble innført høsten 2019, men i GSI-dataene er Gruppestørrelse 2 beregnet (separate beregninger for 1.-4., 5.-7. og 8.-10. trinn) for alle årene 2011-2017 som vi bruker her. Variabelen «lærermangel» måler summen av positive avvik fra normen på tvers av alle trinn på skolen. Målene på Gruppestørrelse 2 i GSI inneholdt noen få observasjoner som åpenbart var feil (opptil hundre ganger høyere verdi enn elevtallet på det enkelte trinn). Disse har vi erstattet med tall for antall elever per lærer på det aktuelle trinnet.

tid på å starte på videreutdanning for lærere (HR = 0,99 per skalapoeng og $p < 0,05$). Lærermangel har ikke signifikant sammenheng med hvor raskt lærere starter på en hvilken som helst utdanning etter at de har startet å jobbe som lærere.

Tabell 8.6 Hasardrater (95 % konfidensintervaller i parentes) for å starte på mer utdanning og for å starte på videreutdanning for lærere for nyutdannede lærere som jobber i grunnskolen.

	Mer utdanning	Videreutdanning for lærere
Ansatt i 2014 eller senere	1,110 [0,81–1,51]	1,509* [1,09–2,09]
Kvinne	0,787 [0,58–1,07]	0,842 [0,61–1,17]
Alder	1,062** [1,02–1,11]	1,000 [0,95–1,06]
Foreldres utdanning (ref. = lang høyere utdanning)		
Kort høyere	1,174 [0,71–1,95]	0,760 [0,48–1,21]
Videregående	1,008 [0,60–1,69]	0,821 [0,52–1,30]
Grunnskole	1,488 [0,74–3,00]	0,910 [0,42–1,97]
Data mangler	1,706 [0,39–7,39]	2,523 [0,59–10,80]
Sentralitet	0,990 [0,85–1,15]	0,847* [0,74–0,97]
Lærermangel	0,998 [0,98–1,02]	0,985* [0,97–1,00]
Deltid	1,501* [1,02–2,20]	1,882*** [1,37–2,58]
År siden fullført grunnutdanning (log)	1,141 [0,76–1,72]	2,976*** [2,28–3,89]
Forløpt tid (log)	0,947 [0,78–1,15]	1,434** [1,15–1,79]
Observasjoner	34593	47190
Personer	5573	7587
Hendelser	208	193
Log likelihood	-1261,9	-1207,2

Personer 22–34 år registrert med fullført grunnutdanning som allmennlærer (UH gruppe 8), i perioden 2010–2017 og er ansatt som lærer (STYRK kode 2341) på en kommunal grunnskole (identifisert ved hjelp av GSI) for første gang etter fullført grunnutdanning er fulgt i utdanningsregisteret (forløpstabellen for kurs) fram til halvåret de på ny er registrert med påbegynt utdanning (mer utdanning) eller til de er registrert med påbegynt videreutdanning for lærere (NUS kode 625). Modellene inkluderer også et konstantledd. Hasardrater er fra komplementær log-log regresjon med Weibull spesifikkasjon av baseline hasard (logaritmen av forløpt tid som kontrollvariabel). Lærere som har startet på mer utdanning eller på videreutdanning for lærere før de starter å jobbe som lærere er ikke med i analysegrunnlaget.

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Forøvrig viser resultatene at verken kjønn eller sosial bakgrunn har statistisk signifikant betydning for hvor raskt lærere tar mer utdanning eller starter på videreutdanning for lærere etter at de har startet å jobbe som lærere. Imidlertid har lærere som var eldre da de fullførte sin grunnutdanning høyere hasard (HR = 1,06 og $p < 0,01$) for

å ta mer utdanning. Alder har ikke betydning for hasarden for å starte på videreutdanning for lærere. Lærere som har brukt lengre tid på å starte å jobbe som lærere bruker kortere tid på å starte på videreutdanning for lærere (HR = 2,98 og $p < 0,001$). Resultatene viser også at lærere i sentrale strøk bruker lenger tid enn lærere i mindre sentrale strøk (HR = 0,85 og $p < 0,05$) før de starter på videreutdanning, kontrollert for lærermangel på skolen og for hvor lang tid de brukte på å begynne å jobbe som lærere. Vi finner også en effekt av å jobbe deltid, og lærere som jobber deltid bruker både kortere tid på å starte på en hvilken som helst utdanning (HR = 1,50 og $p < 0,05$) og på å starte på videreutdanning for lærere (HR = 1,88 og $p < 0,001$). I tråd med det vi fant i analysene av lærere, sykepleiere og ingeniører samlet (tabell 8.3) finner vi en positiv effekt av forløpt tid på hasarden for videreutdanning (HR = 1,43 og $p < 0,001$).

Når vi følger lærerne i sysselsettingsregisteret viser resultatene (tabell 8.7) at ansatte som er omfattet av de nye kompetansekravene har 8 prosent lavere hasard for å bytte jobb (HR = 0,92 og $p < 0,05$). Vi finner også at lærere som jobber på skoler med lærermangel har lavere hasard for å bytte jobb (HR = 0,99 og $p < 0,01$). Verken det å være ansatt i 2014 eller senere, eller lærermangel på skolen har statistisk signifikant betydning for hvor raskt lærere bytter yrke. En mulig forklaring på at lærere som er ansatt i 2014 eller senere, og lærere som jobber på skoler med lærermangel, er mindre tilbøyelige til å bytte jobb enn andre kan være at arbeidsgiver er mer opptatt av å beholde og investere i disse gruppene⁵².

Forøvrig viser resultatene at sosial bakgrunn ikke har signifikant betydning for de to formene for mobilitet på arbeidsmarkedet vi ser på her. Kvinner er imidlertid mye mindre tilbøyelige til å begynne å jobbe som noe annet enn grunnskolelærer enn menn (HR = 0,60 og $p < 0,001$). Lærere som var eldre da de fullførte grunnutdanningen har litt lavere hasard for å bytte jobb (HR = 0,98 og $p < 0,01$), men høyere hasard for å bytte yrke (HR = 1,04 og $p < 0,05$), enn yngre lærere. Lærere i sentrale strøk har lavere hasard for å bytte yrke (HR = 0,90 og $p < 0,01$), kontrollert for hvor lang tid det tok å få en relevant jobb etter fullført grunnutdanning (HR = 1,72 og $p < 0,001$) og lærermangel på skolen. Lærere som jobber deltid har over dobbelt så høy hasard for å bytte jobb (HR = 2,23 og $p < 0,001$) og for å bytte yrke (HR = 2,02 og $p < 0,001$). Den sterkt negative effekten av forløpt tid (HR = 0,52 for å bytte jobb og HR = 0,75 for å bytte yrke, begge $p < 0,001$) indikerer såkalt negativ duration dependence, et uttrykk for at lærere som har jobbet lenge et sted, eller i yrket, er mindre tilbøyelige til å bytte jobb eller yrke.

⁵² Forklaringen på at lærere som er ansatt i 2014 eller senere er mindre tilbøyelige til å bytte jobb er neppe at de deltar raskere i videreutdanning. Effekten var nemlig også signifikant og negativ i en modell (ikke vist) der vi inkluderte en tidsvarierende dummy for om læreren har deltatt i videreutdanning for lærere i år t .

Tabell 8.7 Hasardrater (95 % konfidensintervaller i parentes) for at nyutdannede lærere som har startet i sin første jobb som grunnskolelærer bytter arbeidsgiver (ny jobb) eller begynner å jobbe som noe annet enn grunnskolelærer (nytt yrke).

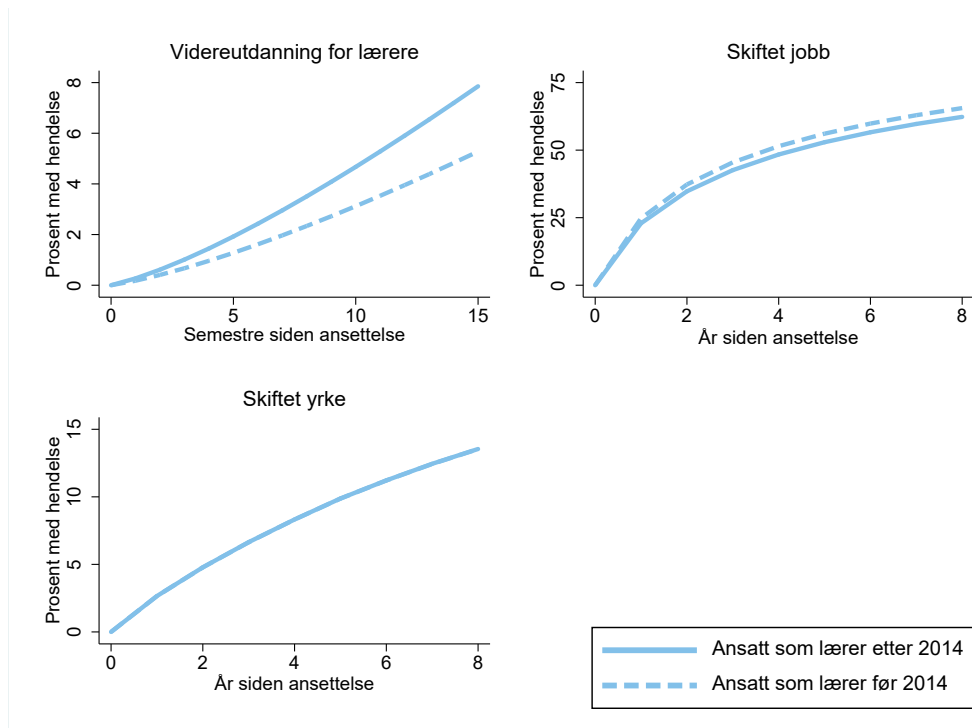
	Ny jobb	Nytt yrke
Ansatt i 2014 eller senere	0,915* [0,85–0,98]	1,001 [0,84–1,19]
Kvinne	0,999 [0,92–1,08]	0,604*** [0,51–0,72]
Alder	0,983** [0,97–1,00]	1,038* [1,01–1,07]
Foreldres utdanning (ref. = lang høyere utdanning)		
Kort høyere	0,984 [0,87–1,11]	0,968 [0,73–1,28]
Videregående	0,911 [0,81–1,03]	1,029 [0,78–1,36]
Grunnskole	0,854 [0,70–1,04]	1,110 [0,71–1,73]
Data mangler	0,969 [0,58–1,63]	1,069 [0,33–3,42]
Sentralitet	0,980 [0,95–1,01]	0,898** [0,83–0,97]
Lærermangel	0,993** [0,99–1,00]	0,997 [0,99–1,01]
Deltid	2,230*** [2,06–2,41]	2,022*** [1,69–2,41]
År siden fullført grunnutdanning (log)	1,035 [0,96–1,12]	1,720*** [1,46–2,03]
Forløpt tid (log)	0,523*** [0,49–0,56]	0,750*** [0,66–0,86]
Observasjoner	20504	27545
Personer	7889	7889
Hendelser	3511	623
Log likelihood	-8921,1	-2898,4

Personer 22–34 år registrert med fullført grunnutdanning som allmennlærer (UH gruppe 8), i perioden 2010–2017 og er ansatt som lærer (STYRK kode 2341) på en kommunal grunnskole (identifisert ved hjelp av GSI) for første gang etter fullført grunnutdanning er fulgt i sysselsettingsregisteret fram til året de første gang er registrert ansatt i en annen virksomhet (med et annet org.nr.) eller til de er registrert som sysselsatt med et annet yrke (enn STYRK 2341) enn ved starten av forløpet. Modellene inkluderer også et konstantledd. Hasardrater er fra komplementær log-log regresjon med Weibull spesifikasjon av baseline hasard (logaritmen av forløpt tid som kontrollvariabel).

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

På tilsvarende måte som tidligere har vi på bakgrunn av disse resultatene beregnet den kumulative andelen som har startet på videreutdanning for lærere, og den kumulative andelen som har skiftet jobb eller skiftet yrke etter at de startet å jobbe som lærere i grunnskolen. Alle beregningene er gjort for lærere med gjennomsnittsverdier på alle kontrollvariabler målt ved starten av forløpet, og de kumulative andelenene er dermed kontrollert for de person- og jobbegenskaper vi har med i modellene.

Figur 8.2 Kumulativ andel av lærere som har startet på videreutdanning for lærere, skiftet jobb eller skiftet yrke som en funksjon av tid siden de første gang ble ansatt som grunnskolelærere, etter om de er omfattet av nye kompetansekrav (ansatt i 2014 eller senere) eller ikke (ansatt før 2014).



Personer 22–34 år registrert med fullført grunntidning som allmennlærer (UH gruppe 8) og ansatt i sin første jobb som grunnskolelærer i perioden 2010–2017. Kumulative andeler (1-overlevelsessannsynligheten) fra komplementær log-log regresjon med Weibull spesifisering av baseline hasard (samme modell som i tabell 8.6 og tabell 8.7). Beregningene er gjort for hypotetiske personer med gjennomsnittsverdier på kontrollvariablene. Merk ulik skala på y-aksen.

Resultatene ifigur 8.2 viser tydelig hvordan andelen som har deltatt i videreutdanning for lærere øker raskere blant lærere som er omfattet av de nye kompetansekravene enn blant andre lærere. Fem år etter å ha startet i sin første jobb som lærer kan vi regne med at omtrent halvparten av lærerne som er omfattet av de nye kompetansekravene vil ha startet på videreutdanning, mot litt over en tredjedel av andre lærere⁵³. Forskjellen mellom de to gruppene er beskjedne med hensyn til hvor mange som på et gitt tidspunkt etter ansettelse har byttet jobb eller byttet yrke (kontrollert for person- og jobbegenskaper). Selv etter at det har gått fem år siden man først ble ansatt som lærer er andelen som har byttet jobb bare marginalt høyere blant dem som ble ansatt før 2014. Resultatene tyder dermed på at de nye kompetansekravene til lærere som ble ansatt i 2014 eller senere har ført til at lærere raskere starter på videreutdanning, men bare har hatt en beskjeden effekt på jobb- og yrkesavgang.

⁵³ Merk at vi ikke har data som gjør det mulig å følge de to gruppene av lærere like lenge; siste observasjon for alle i utdanningsregisteret er våren 2018 og i sysselsettingsregisteret i år 2018. De beregnede andelene for lærere som er ansatt etter 2014 er derfor basert på mer usikre framskrivninger enn de beregnede andelene for lærere som er ansatt før 2014, som vi kan følge over en lengre periode i utdannings- og sysselsettingsregisteret.

8.5 Sykepleiere

Også for sykepleiere har det gjennom mange år vært viktig med kompetanseheving, men uten at dette har resultert i en tilsvarende plutselig økning i behovet for videreutdanning som blant lærere. Det har imidlertid lenge vært vanlig blant sykepleiere å ta spesial- og videreutdanning, og det er også svært utbredt å delta i kurs- og opplæringsvirksomhet som ikke gir formell spesialkompetanse (Dæhlen & Seip 2009). I likhet med lærere er det i stor grad arbeidsgiver som avgjør hvilke sykepleiere som får spesial- og videreutdanning, basert på lokale behov. Både omfang og type spesial- og videreutdanning sykepleiere deltar i avhenger av om de er ansatt i kommunen eller i et helseforetak.

Et interessant forhold ved videreutdanning blant sykepleiere er at en stor andel verken får økt lønn eller nye oppgaver som resultat av sin humankapital investering (se Dæhlen & Seip 2009: 53–56). Faglig interesse er åpenbart en viktig motivasjon for å delta i videreutdanning. Et annet motiv for å ta spesial- og videreutdanning kan for mange være ønsket om å jobbe dagtid, et motiv som vi i stor grad antar vil være påvirket av hvilken livsfase man er i. Muligheten for å videreutdanne seg bort fra turnus er i stor grad knyttet til spesial-/videreutdanning som fører til ledelsesansvar eller særskilte stillinger som helsesøster eller ved poliklinikk. Avgang fra sykepleierarbeid som foregår i turnus vil i mange tilfeller bety at det vil bli færre hender i direkte kontakt med pasienter og andre pleietrengende.

I dette delkapittelet har vi avgrenset sykepleiere til nyutdannede sykepleiere; personer med fullført grunnutdanning i perioden 2010–2017, som har begynt i sin første jobb som sykepleier (STYRK kode 2223) et sted hvor virksomhetens hovedaktivitet er helsetjenester (næringskode 86), pleie- og omsorgstjenester i institusjon (næringskode 87) eller sosialomsorgstjeneste uten botilbud (næringskode 88). Vi bruker en dummy for å skille sykepleiere som er ansatt på et sykehus (næringskode 86.1) fra andre sykepleiere, blant annet fordi sykepleiere på sykehus i større grad jobber turnus⁵⁴. I modellene har vi også tatt med en tidsvarierende dummy for om sykepleieren har fått barn etter ansettelse (data fra befolkningsregisteret). Vi ønsker å undersøke om effekten av å få barn på hasarden for å delta i videreutdanning og for å bytte jobb eller yrke, varierer etter hvor sykepleieren er ansatt. Modellene inneholder derfor også et interaksjonsledd mellom å være ansatt på et sykehus og å få barn.

Tabell 8.8 gir en oversikt over kjennetegn ved sykepleiere som inngår i analysegrunnlaget. Vi ser at over halvparten (56 prosent) av sykepleierne er ansatt på et sykehus, og omtrent like mange (49 prosent) får sitt første barn i løpet av oppfølgings-tiden. Ellers ser vi at 91 prosent er kvinner og at de fleste har foreldre med kort høyere utdanning (34 prosent) eller videregående utdanning (47 prosent). Halvparten av sykepleierne (51 prosent) jobber deltid, med avtalt arbeidstid kortere enn 30 timer i uken. Gjennomsnittlig verdi på sentralitetsindikatoren (2,4) viser at flesteparten av sykepleierne jobber i sentrale strøk. Høyeste mulige verdi på indikatoren vi bruker er 3.

⁵⁴ Sysselsettingsregisteret inneholder ikke opplysninger om sykepleieres arbeidstidsordning, men i det nye systemet for å registrere opplysninger om arbeid og lønn (a-ordningen) fins det opplysninger om arbeidstidsordning (f.eks. hvilken type turnus man jobber innenfor). Imidlertid er den mulige oppfølgings-tiden her foreløpig nokså kort siden registeret ble opprettet i 2015, og vi får svært usikre estimater på yrkesavgang hvis vi bruker dette registeret. Vi har derfor valgt å kun bruke sysselsettingsregisteret i årene 2011–2018) til analysene i dette prosjektet. Det er åpenbart at dummyen for om man er ansatt på et sykehus i beste fall kun vil fungere som en grov indikator på arbeidstidsordning. Den vil derfor også fange opp andre forhold, f.eks. virksomhetens størrelse, som skiller sykepleiere på sykehus fra andre sykepleiere.

Tabell 8.8 Deskriptiv statistikk om sykepleiere som inngår i analysegrunnlaget.

	Gjennomsnitt
Ansatt på sykehus	0,565
Har barn	0,485
Kvinne	0,911
Alder	25,0
Foreldres utdanning	
Lang høyere	0,081
Kort høyere	0,338
Videregående	0,468
Grunnskole	0,074
Data mangler	0,039
Sentralitet	2,4
Jobber deltid	0,509
År siden fullført grunntdanning	1,2
Personer	16271

På tilsvarende måte som tidligere har vi fulgt sykepleierne i utdanningsregisteret fram til halvåret de er registrert med påbegynt utdanning av en hvilken som helst type og fram til de er registrert med videreutdanning for sykepleiere. Videreutdanning for sykepleiere er identifisert ved hjelp av en egen kode (UH gruppe 20), og er operasjonalisert snevrere enn den operasjonaliseringen vi brukte av videreutdanning til analysene av alle tre utdannings- og yrkesgruppene samlet /basert på variabelen EVUFJERN).

Resultatene i tabell 8.9 viser at effekten av å få barn på hasarden for å ta videreutdanning for sykepleiere varierer etter om man er ansatt på et sykehus eller ikke (interaksjonsleddet er signifikant, $p < 0,01$). Vi finner ikke tilsvarende effekt i modellen av å starte mer utdanning av en hvilken som helst type (interaksjonsleddet er ikke signifikant, $p > 0,05$). Effektene skal leses som at sykepleiere som er ansatt på et sykehus har 75 prosent redusert hasard ($HR = 0,25$ og $p < 0,01$) for å starte på videreutdanning etter at de har fått sitt første barn sammenliknet med sykepleiere uten barn som ikke er ansatt på et sykehus. Det å få barn reduserer også hasarden for at sykepleiere tar mer utdanning av en hvilken som helst type uavhengig av om de jobber på sykehus eller ikke⁵⁵. Vi finner med andre ord at for sykepleiere som jobber på sykehus, fører det å få barn til at man venter lenger med å ta videreutdanning enn det å få barn gjør for sykepleiere som ikke jobber på sykehus.

⁵⁵ På grunn av samspillsleddet er effekten litt komplisert å fortolke, men siden produktleddet ikke er signifikant (med $HR \approx 1$) er den beregnede effekten omtrent 66 prosent reduksjon i hasarden for å ta mer utdanning etter at man har fått barn, kontrollert for de andre variablene i modellen.

Tabell 8.9 Hasardrater (95 % konfidensintervaller i parentes) for å starte på mer utdanning og for å starte på videreutdanning for sykepleiere for nyutdannede sykepleiere som jobber som sykepleiere.

	Mer utdanning	Videreutdanning for sykepleiere
Ansatt på sykehus	0,959 [0,77–1,19]	1,273 [0,77–2,10]
Har barn	0,667** [0,51–0,87]	0,785 [0,45–1,38]
Ansatt på sykehus × har barn	1,044 [0,74–1,47]	0,254** [0,10–0,62]
Kvinne	0,596*** [0,47–0,76]	1,782 [0,77–4,12]
Alder	1,049*** [1,02–1,08]	1,028 [0,96–1,10]
Foreldres utdanning (ref. = lang høyere utdanning)		
Kort høyere	0,799 [0,59–1,08]	0,503* [0,27–0,93]
Videregående	0,757 [0,56–1,01]	0,500* [0,28–0,90]
Grunnskole	0,708 [0,47–1,07]	0,569 [0,25–1,32]
Data mangler	0,620 [0,37–1,04]	0,606 [0,20–1,87]
Sentralitet	0,952 [0,87–1,04]	0,813* [0,68–0,97]
Deltid	1,111 [0,94–1,31]	1,423 [0,98–2,08]
År siden fullført grunntdanning (log)	1,210 [0,86–1,70]	2,208** [1,27–3,85]
Forløpt tid (log)	1,175** [1,05–1,31]	1,938*** [1,46–2,56]
Observasjoner	96627	104372
Personer	15300	16154
Hendelser	578	111
Log likelihood	-3506,7	-842,0

Personer 22–34 år registrert med fullført grunntdanning som sykepleier (UH gruppe 12), i perioden 2010–2017 og er ansatt som sykepleier (STYRK kode 2223) innenfor næringene helse- og omsorgstjenester (NACE kode 86–88) for første gang etter fullført grunntdanning er fulgt i utdanningsregisteret (forløpstabellen for kurs) fram til (halvåret) de på ny er registrert med påbegynt utdanning (mer utdanning) eller til de er registrert med påbegynt videreutdanning for sykepleiere (UH gruppe 20). Hasardrater er fra komplementær log-log regresjon med Weibull spesifisering av baseline hasard (logaritmen av forløpt tid som kontrollvariabel). Sykepleiere som har startet på mer utdanning eller på videreutdanning for sykepleiere før de starter å jobbe som sykepleier er ikke med i analysegrunnlaget.

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Forøvrig viser resultatene at kvinnelige sykepleiere bruker lenger tid enn mannlige sykepleiere før de vender tilbake til utdanningssystemet etter at de har startet i sin

første relevante jobb (HR = 0,60 og $p < 0,001$)⁵⁶. Sykepleiere som var eldre da de fullførte grunnutdanningen bruker kortere tid på å ta mer utdanning (HR = 1,05 og $p < 0,001$) men vi finner ingen signifikant alders effekt på hasarden for å starte på videreutdanning for sykepleiere. Blant variablene denne og de andre effektene er kontrollert for er også hvor lang tid det har gått siden fullført grunnutdanning, som har en selvstendig og sterkt positiv effekt på hasarden for å starte videreutdanning (HR = 2,21 og $p < 0,01$). Vi finner videre en signifikant positiv effekt av sosial bakgrunn på hasarden for å ta videreutdanning, og sykepleiere som har foreldre med lang høyere utdanning starter slik utdanning raskere enn sykepleiere som har foreldre med kort høyere eller videregående utdanning (begge HR = 0,50 og $p < 0,05$) sammenliknet med referansegruppen med foreldre med lang høyere utdanning. Sykepleiere som bor i sentrale strøk har lavere hasard for å starte på videreutdanning (HR = 0,81 og $p < 0,05$), kontrollert for andre forhold. Til slutt ser vi at effekten av forløpt tid er positiv i begge modellene (HR = 1,18 og HR = 1,94, begge $p < 0,01$), noe som indikerer at jo lenger sykepleiere allerede har ventet med å ta mer utdanning, jo større er sannsynligheten for at de gjør det i tidspunkt t .

Vi har også fulgt sykepleierne i sysselsettingsregisteret fra de blir ansatt i sin første jobb som sykepleier til første året de er registrert som sysselsatt i en virksomhet med et annet organisasjonsnummer enn de startet i og til de har byttet yrkeskode⁵⁷. Resultatene i tabell 8.9 viser at interaksjonsleddet for arbeidssted og om man har fått barn (ansatt på sykehus \times har barn) er statistisk signifikant i modellen av å skifte jobb (HR = 1,19 og $p < 0,001$) men ikke i modellen av å skifte yrke (HR = 1,08 og $p > 0,05$). Det betyr at sykepleiere som får barn og jobber på sykehus er raskere til å skifte jobb enn sykepleiere uten barn som ikke jobber på sykehus. Sykepleiere som jobber på sykehus uten barn har lavere hasard for å bytte jobb (HR = 0,60 og $p < 0,001$) enn sykepleiere som verken har barn eller jobber på sykehus. Sykepleiere som jobber på sykehus har også generelt lavere hasard for å bytte yrke, uavhengig av om de får barn eller ikke⁵⁸. Effekten av å få barn på hasarden for å bytte jobb og på hasarden for å bytte yrke er ubetydelig (ikke signifikant) for sykepleiere som ikke jobber på sykehus.

Forøvrig viser resultatene at kvinnelige sykepleiere både er mindre tilbøyelige til å bytte jobb (HR = 0,91 og $p < 0,05$) og til å bytte yrke (HR = 0,55 og $p < 0,001$) enn mannlige sykepleiere. Sykepleiere som var eldre da de fullførte grunnutdanningen har redusert hasard for å bytte jobb (HR = 0,98 og $p < 0,001$) men høyere hasard for å bytte yrke (HR = 1,03 og $p < 0,01$). Det tyder på at eldre sykepleiere venter lenger før de skifter jobb, men når de først bytter jobb så bytter de også ofte til noe annet enn sykepleier eller spesialsykepleier. Ikke overraskende finner vi også at sykepleiere som jobber deltid har høyere hasard for å bytte jobb (HR = 1,23 og $p < 0,001$), og høyere

⁵⁶ Kjønnseffekten på hasarden for å ta videreutdanning er positiv (HR=1,78), men det er stor usikkerhet knyttet til estimatet (95 % konfidensintervall er 0,77–4,12). Usikkerheten skyldes både at det er få menn i analysegrunnlaget og at det er en relativt liten andel som tar videreutdanning i løpet av oppfølgingsperioden (111 av 16154 personer, eller <1 % av utvalget).

⁵⁷ Siden det for sykepleiere er naturlig å bytte firesifret yrkeskode etter fullført videreutdanning/spesialisering (f.eks. fra kode 2223 Sykepleier til 2221 Spesialsykepleier) er det å bytte yrke her operasjonalisert som at man har en yrkeskode som ikke er tresifret kode 222 Sykepleier/spesialsykepleier.

⁵⁸ På grunn av samspillseffekten er effekten igjen vanskelig å tolke, men siden interaksjonsleddet ikke er signifikant ($p > 0,05$) og $HR \approx 1$ vil de beregnede effektene omtrent tilsvare uavhengige effekter av å jobbe på sykehus eller av å få barn. Det gir sykepleiere som er ansatt på sykehus omtrent 24% lavere hasard (HR=0,76 og $p < 0,001$) for å skifte yrke enn sykepleiere som ikke jobber på sykehus, og hasarden for å bytte yrke påvirkes ikke signifikant av det å få barn, kontrollert for de andre variablene i modellen.

hasard for å bytte yrke (HR = 1,13 og $p < 0,05$), enn sykepleiere som jobber heltid. Sykepleiere som har brukt lengre tid på å begynne å jobbe som sykepleier etter at de fullførte grunntutdanningen har høyere hasard for å skifte yrke (HR = 2,1 og $p < 0,001$) men ikke høyere hasard for å bytte jobb.

Tabell 8.10 Hasardrater (95 % konfidensintervaller i parentes) for å skifte jobb og for å skifte yrke for nyutdannede sykepleiere etter at de har startet i sin første jobb som sykepleier.

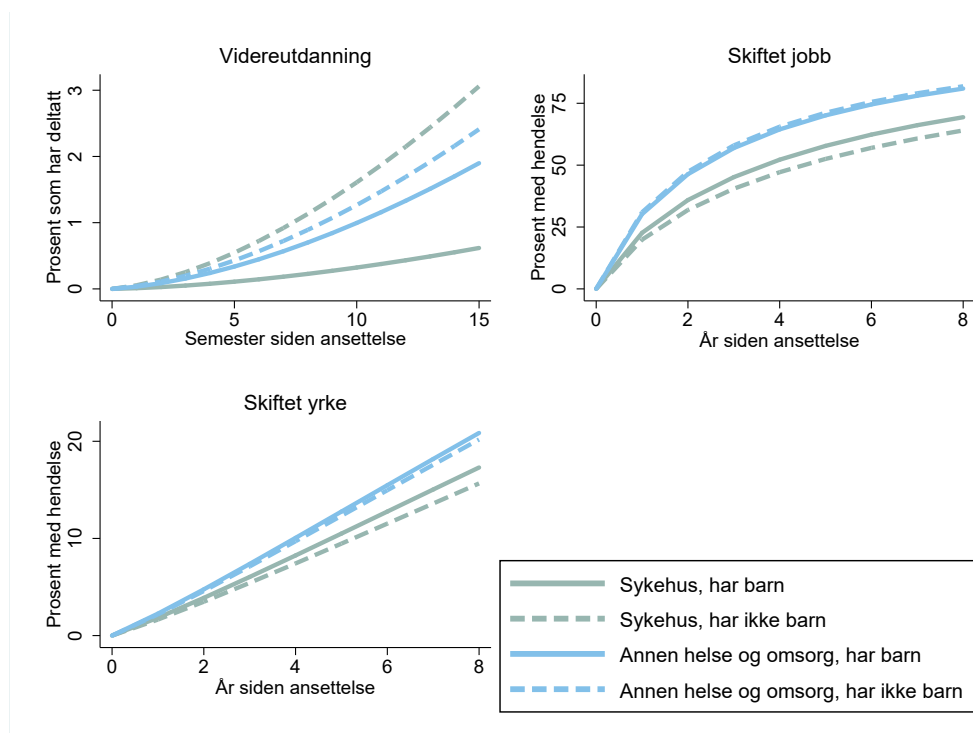
	Ny jobb	Nytt yrke
Ansatt på sykehus	0,599*** [0,57–0,63]	0,756*** [0,65–0,88]
Har barn	0,971 [0,91–1,04]	1,038 [0,88–1,22]
Ansatt på sykehus × har barn	1,192*** [1,09–1,31]	1,075 [0,87–1,33]
Kvinne	0,908* [0,84–0,98]	0,553*** [0,47–0,65]
Alder	0,983*** [0,98–0,99]	1,027** [1,01–1,04]
Foreldres utdanning (ref. = lang høyere utdanning)		
Kort høyere	0,949 [0,87–1,03]	0,938 [0,77–1,15]
Videregående	0,891** [0,82–0,97]	0,862 [0,71–1,05]
Grunnskole	0,928 [0,83–1,04]	0,981 [0,76–1,27]
Data mangler	0,938 [0,82–1,08]	0,420*** [0,28–0,63]
Sentralitet	1,031* [1,01–1,06]	0,977 [0,92–1,03]
Deltid	1,234*** [1,18–1,29]	1,126* [1,01–1,25]
År siden fullført grunntutdanning (log)	0,940 [0,87–1,02]	2,055*** [1,77–2,39]
Forløpt tid (log)	0,636*** [0,61–0,66]	1,198*** [1,10–1,31]
Observasjoner	41759	57688
Personer	16204	16204
Hendelser	8085	1367
Log likelihood	-19961,1	-6363,3

Personer 22–34 år registrert med fullført grunntutdanning som sykepleier (UH gruppe 12), i perioden 2010–2017 og er ansatt som sykepleier (STYRK kode 2223) innenfor næringene helse- og omsorgstjenester (NACE kode 86–88) for første gang etter fullført grunntutdanning er fulgt i sysselsettingsregisteret fram til året de for første gang er registrert som sysselsatt i en annen virksomhet (et annet org.nr.) eller med et annet yrke (ikke STYRK kode 222) enn ved starten av forløpet. Hasardrater er fra komplementær log-log regresjon med Weibull spesifikasjon av baseline hasard (logaritmen av forløpt tid som kontrollvariabel).

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Til slutt ser vi at den beregnede effekten av forløpt tid er negativ i modellen av å bytte jobb (HR = 0,64 og $p < 0,001$) men positiv (HR = 1,20 og $p < 0,001$) i modellen av å bytte yrke. Resultatene tyder derfor på at sykepleiere som har vært lengst hos samme arbeidsgiver også er de som er minst tilbøyelige til å bytte jobb, mens sannsynligheten for å bytte yrke øker jo lenger man har jobbet som sykepleier.

Figur 8.3 Kumulativ andel av sykepleiere som har startet på videreutdanning for sykepleiere, skiftet jobb eller skiftet yrke som en funksjon av tid siden de første gang ble ansatt som sykepleier, etter arbeidssted og om de har fått barn eller ikke.



Personer 22–34 år registrert med fullført grunnutdanning som sykepleier (UH gruppe 12) og ansatt i sin første jobb som sykepleier i perioden 2010–2017. Kumulative andeler (1-overlevelsessannsynligheten) fra komplett log-log regresjon med Weibull spesifisering av baseline hasard. Samme modell som i tabell 8.9 og tabell 8.10. Beregningene er gjort for hypotetiske personer med gjennomsnittsverdier på kontrollvariablene. Merk ulik skala på y-aksen.

Effekten av forløpt tid kommer klarere fram om vi framstiller resultatene grafisk, og vi har regnet om resultatene til kumulative andeler på samme måte som vi gjorde for lærere. Resultatene i figur 8.3 viser at etter hvert som tiden går siden de begynte å jobbe som sykepleiere øker sannsynligheten for å ha startet på videreutdanning mest for sykepleiere som ikke har fått barn, og for sykepleiere med barn som ikke jobber på sykehus. For sykepleiere som jobber på sykehus og har fått barn er økningen i sannsynligheten for at man har deltatt i videreutdanning mer beskjeden⁵⁹.

Effekten av å få barn på den kumulative andelen som har byttet jobb eller yrke er liten. Det er imidlertid tydelig at andelen som har byttet jobb er lavere blant sykepleiere som startet karrieren på et sykehus enn sykepleiere som hadde sin første jobb

⁵⁹ Legg merke til skalaen på y-aksen. Den kumulative andelen som har deltatt i videreutdanning slik vi har operasjonalisert dette her er lav (rundt 3 % 15 semestre etter ansettelse) for alle gruppene. Merk også at det er vanlig å kreve minst to års relevant arbeidserfaring i tillegg til bestått grunnutdanning for å få opptak på videreutdanning for sykepleiere. Det gjør at veldig få har hatt anledning til å starte på slik videreutdanning før det har gått fire semestre siden de ble ansatt.

som sykepleier i annen helse- og omsorgsvirksomhet. Halvparten av sykepleierne som ikke var ansatt på et sykehus har byttet arbeidsgiver etter to år, mens det tar fire år før en like høy andel av sykepleiere som startet karrieren på et sykehus har skiftet jobb, og enda litt lengre hvis mange i sistnevnte gruppe ikke har fått barn. Både for sykepleiere som startet karrieren på sykehus og andre sykepleiere ser vi at andelen som bytter jobb øker kraftig i løpet av de første årene etter ansettelse, før den flater ut. Dette er et uttrykk for at flesteparten av de som slutter i en jobb, på grunn av mistrivsel eller gode muligheter utenfor virksomheten, gjør det i løpet av de første årene som ansatt. De som blir igjen i virksomheten er også i det hele tatt mindre tilbøyelige til å bytte jobb, det som på engelsk kalles «negative duration dependence». For sykepleiere finner vi ikke denne effekten når vi ser på andelen som har skiftet yrke. Tvert imot tyder resultatene på at avgangen fra yrket er mer gradvis, og andelen som har skiftet yrke øker nokså jevnt over tid⁶⁰. Avgangen fra yrket er lavere (den kumulative andelen øker mindre) blant sykepleiere som jobber på sykehus enn blant sykepleiere som jobber innenfor annen helse og omsorg.

Samlet tyder resultatene på at en vanlig livsfasehendelse blant nyutdannede sykepleiere, å få sitt første barn, har betydning for hvor raskt sykepleiere starter på videreutdanning eller spesialisering. Det er vanlig å utsette videreutdanning og spesialisering hvis man har fått barn, og denne effekten er sterkere for sykepleiere som starter karrieren på sykehus enn for sykepleiere som jobber med annen helse- og omsorgsvirksomhet. Akkurat hva det er med det å jobbe på sykehus som skaper forskjellene vi finner er vanskelig å si basert på våre resultater. Imidlertid er det nærliggende å tenke seg at i hvert fall noe av forskjellene har å gjøre med at sykepleiere som jobber på sykehus oftere jobber turnus.

8.6 Ingeniører

Det plutselige oljeprisfallet høsten 2014 markerer starten på en dramatisk nedgangsperiode i norsk olje- og gassindustri. En følge av dette har vært økt nedbemanning og ledighet, og et overskudd av bestemte, spesialiserte yrkesgrupper som petroleumsingeniører på arbeidsmarkedet. I den offentlige debatten har behovet for *omskolering* av ingeniører vært et sentralt tema. Som vi husker fra analysene der vi så på forskjeller og likheter mellom de tre utdannings- og yrkesgruppene (delkapitlene 8.2 og 8.3) pekte ingeniører seg ut ved å ha mye lavere tilbøyelighet til å delta i etter- og videreutdanning, og raskere starte på et mer langvarig utdanningsløp (en ny grad). Som vi også husker fant vi dessuten at ingeniører hadde fire-fem ganger høyere hasard for å bytte yrke og for å bli arbeidsledig enn lærere og sykepleiere. Deler av denne effekten må vi anta skyldes oljeprisfallet i 2014, men vi skal i dette delkapittelet gå litt mer detaljert til verks når vi undersøker dette.

På tilsvarende måte som i tidligere delkapitler tar vi utgangspunkt i ingeniører som fullførte grunnutdanningen (treårig ingeniørutdanning, dvs. UH gruppe 11) i perioden 2010–2017 og starter å følge dem i utdannings- og sysselsettingsregisteret fra og med det året de første gang er registrert sysselsatt i en relevant jobb. Siden ingeniører

⁶⁰ Beregningene som er gjort her er altfor enkle til at vi kan konkludere om effekten av forløpt tid. Forskning basert på mer kompliserte forløpsmodeller hvor man også tar hensyn til uobservert heterogenitet («frailty») har for eksempel demonstrert at enkle («non-frailty») modeller har en tendens til å returnere gale estimater av forløpt tid. Imidlertid er det også kjent at slike enklere modeller har en tendens til å underestimere positiv tidsavhengighet og overestimere negativ tidsavhengighet. Det betyr at vi kan være sikrere på at en beregnet effekt av forløpt tid som er positiv er korrekt, siden slike effekter vanligvis blir underestimert, enn vi kan om den beregnede effekten av forløpt tid er negativ som vanligvis blir overestimert.

kan ha ganske mange forskjellige relevante yrker, har vi her operasjonalisert det å jobbe som ingeniør som at man enten hører til yrkesgruppen «realister, sivilingeniører mv.» (STYRK kode 21) eller «ingeniører mv.» (STYRK kode 31). I tillegg til opplysninger om kjønn, alder (ved fullført grunntutdanning), sosial bakgrunn, sentralitet, om man jobber deltid og antall år siden fullført grunntutdanningen, har vi laget en dummy som indikerer om man er petroleumsingeniør eller ikke⁶¹. Tabell 8.11 viser kjennetegn ved ingeniørene som inngår i analysegrunnlaget. Som vi ser er 7,7 prosent av ingeniørene i utvalget utdannet som petroleumsingeniør. Ellers ser vi at det er få kvinnelige ingeniører (20 prosent) og at veldig få jobber deltid (3,4 prosent). De fleste ingeniørene har foreldre med kort høyere (40 prosent) eller videregående (39 prosent) utdanning, men det er også en forholdsvis stor andel (13 prosent) som har foreldre med lang høyere utdanning.

Tabell 8.11 Deskriptiv statistikk over ingeniører som inngår i analysegrunnlaget.

	Gjennomsnitt
Petroleumsingeniør	0,077
Kvinne	0,198
Alder	25,3
Foreldres utdanning	
Lang høyere	0,129
Kort høyere	0,402
Videregående	0,394
Grunnskole	0,043
Data mangler	0,031
Sentralitet	2,6
Jobber deltid	0,034
År siden fullført grunntutdanning	1,9
Personer	9695

Vi har fulgt ingeniørene i utdanningsregisteret fram til halvåret de er registrert med påbegynt utdanning av en hvilken som helst type og fram til de er registrert med videreutdanning⁶². For å beregne effekten av oljeprisfallet inkluderer vi et interaksjonsledd mellom det å være petroleumsingeniør og en dummy som indikerer om halvår *t* er høsten 2014 eller senere i modellene.

Resultatene (tabell 8.12) viser at interaksjonsleddet er signifikant ($p < 0,05$) i modellen av videreutdanning, men ikke i modellen av mer utdanning. Effektene skal tolkes som at petroleumsingeniører har hatt en kraftig økning i hasarden for å ta videreutdanning etter 2014 (HR = 5,94 og $p < 0,05$ sammenliknet med andre ingeniører

⁶¹ Vi har brukt utdanningskoder til å konstruere dummyen. Petroleumsingeniører (verdien 1 på dummyen) er personer som har en grunntutdanning som inngår i UH gruppe 11 Treårig ingeniørutdanning og NUS kode 655206 (Høgskoleingeniør, petroleumsteknologi), 655217 (Bachelor ingeniørfag, petroleumsteknologi) eller 6522 (Kjemiske fag). Andre ingeniører (verdien 0 på dummyen) er registrert med grunntutdanning lik UH gruppe 11 og andre NUS-koder.

⁶² Det fins egne utdanninger som regnes som videreutdanning for ingeniører (UH gruppe 19), men deltakelse i disse er veldig lite utbredt. Vi har derfor operasjonalisert videreutdanning her på samme måte som vi gjorde i analysene av de tre utdanningsgruppene samlet (ved hjelp av variabelen EVUFJERN).

før 2014), mens andre ingeniører har lavere hasard etter 2014 enn de hadde før 2014 (HR = 0,45 og $p < 0,001$). Petroleumsingeniører hadde imidlertid før 2014 lavere hasard for å delta i videreutdanning enn andre ingeniører (HR = 0,13 og $p < 0,001$).

Tabell 8.12: Hasardrater (95 % konfidensintervaller i parentes) for å starte på mer utdanning og for å starte på videreutdanning for nyutdannede ingeniører som jobber som ingeniører.

	Mer utdanning	Videreutdanning
Petroleumsingeniør	1,622*** [1,43–1,84]	0,130*** [0,04–0,41]
Post 2014	1,213*** [1,11–1,33]	0,449*** [0,32–0,63]
Petroleumsingeniør × Post 2014	0,932 [0,72–1,21]	5,941* [1,44–24,53]
Kjønn	1,103* [1,01–1,20]	1,724*** [1,28–2,32]
Alder ved bestått grunnutdanning	0,892*** [0,88–0,91]	1,045 [1,00–1,10]
Foreldres utdanning (ref. = lang høyere utdanning)		
Kort høyere	0,829*** [0,75–0,92]	0,985 [0,66–1,48]
Videregående	0,705*** [0,63–0,78]	0,940 [0,62–1,43]
Grunnskole	0,656*** [0,54–0,80]	1,015 [0,48–2,13]
Data mangler	1,311** [1,08–1,59]	2,192** [1,25–3,86]
Sentralitet	1,063** [1,02–1,11]	0,725*** [0,63–0,83]
Deltid	2,467*** [2,13–2,85]	1,406 [0,69–2,85]
År siden fullført grunnutdanning (log)	4,079*** [3,85–4,32]	4,244*** [3,35–5,37]
Forløpt tid (log)	0,213*** [0,20–0,23]	0,590*** [0,49–0,70]
Observasjoner	54073	84164
Personer	8655	8655
Hendelser	3476	227
Log likelihood	-6993,0	-1376,5

Note: Personer 22–34 år registrert med fullført grunnutdanning som ingeniør (UH gruppe 11), i perioden 2010–2017 og er ansatt som ingeniør (STYRK kode 21 eller 31) for første gang etter fullført grunnutdanning er fulgt i utdanningsregisteret (forløpstabellen for kurs) fram til (halvåret) de på ny er registrert med påbegynt utdanning (mer utdanning) eller til de er registrert med påbegynt videreutdanning (kodet ved hjelp av EVUFJERN). Hasardrater er fra komplementær log-log regresjon med Weibull spesifikkasjon av baseline hasard (logaritmen av forløpt tid som kontrollvariabel). Modellene inneholder også en dummy for om t er et høstsemester og et konstantledd. Ingeniører som har startet på mer utdanning eller på videreutdanning før de starter å jobbe som ingeniør er ikke med i analysegrunnlaget.

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Det ser altså ut til at oljeprisfallet hadde en positiv effekt på petroleumsingeniørers deltakelse i videreutdanning, men de hadde før oljeprisfallet også lavere tilbøyelighet til å delta i slik utdanning.

Selv om vi ikke finner at effekten av oljeprisfallet er forskjellig for petroleumsingeniører og andre ingeniører når det gjelder hasarden for å ta mer utdanning av en hvilken som helst type (interaksjonsleddet er ikke signifikant, $p > 0,05$), finner vi både en positiv effekt av oljeprisfallet ($HR = 1,21$ og $p < 0,001$) og en positiv effekt av å være petroleumsingeniør ($HR = 1,62$ og $p < 0,001$). Petroleumsingeniører ser altså ut til å ha vendt raskere tilbake til utdanningssystemet enn andre ingeniører både før og etter 2014. Utdanningen som ingeniører vanligvis tar etter fullført grunnutdanning, er imidlertid ofte langvarig (en grad) og faller ikke inn under begrepet videreutdanning slik det er operasjonalisert her.

Forøvrig viser resultatene at kvinnelige ingeniører både har høyere hasard for å ta mer utdanning ($HR = 1,10$ og $p < 0,05$) og til å ta videreutdanning ($HR = 1,72$ og $p < 0,001$) enn mannlige ingeniører. De som var eldre da de fullførte grunnutdanningen bruker lenger tid før de vender tilbake til utdanningssystemet for å ta mer utdanning ($HR = 0,89$ og $p < 0,001$). Det er også signifikante forskjeller etter sosial bakgrunn. Sammenliknet med ingeniører som har foreldre med lang høyere utdanning er hasarden for å ta mer utdanning lavere for ingeniører som har foreldre med kort høyere utdanning ($HR = 0,83$ og $p < 0,001$), videregående utdanning ($HR = 0,71$ og $p < 0,001$) eller grunnskoleutdanning ($HR = 0,66$ og $p < 0,001$)⁶³. Videre finner vi at ingeniører i sentrale strøk har høyere hasard for å ta mer utdanning ($HR = 1,06$ og $p < 0,01$), men lavere hasard for å starte på videreutdanning ($HR = 0,73$ og $p < 0,001$). Ingeniører som jobber deltid har høyere hasard for å ta mer utdanning ($HR = 2,47$ og $p < 0,001$) og ingeniører som har brukt lang tid på å få sin første relevante jobb starter både raskere med mer utdanning ($HR = 4,08$ og $p < 0,001$) og er raskere til å starte med videreutdanning ($HR = 4,24$ og $p < 0,001$). Effekten av forløpt tid er sterkt negativ i begge modellene, noe som betyr at sannsynligheten for vende tilbake til utdanningssystemet blir mindre jo lenger man har vært borte fra det.

Vi har også fulgt ingeniørene i sysselsettingsregisteret. Resultatene (tabell 8.13) tyder på at oljeprisfallet hadde en sterkere effekt på hasarden for å bytte jobb for petroleumsingeniører, som brukte lenger tid på å bytte jobb etter 2014 enn før 2014, enn for andre ingeniører, interaksjonsleddet er signifikant ($p < 0,05$). Før 2014 hadde petroleumsingeniører høyere hasard for å bytte jobb enn andre ingeniører ($HR = 1,34$ og $p < 0,01$). Forskjellen i hasarden for å skifte jobb før og etter 2014 for ingeniører som ikke er petroleumsingeniører er ikke statistisk signifikant ($HR = 0,98$ og $p > 0,05$). Vi finner ikke sterke indikasjoner på at effekten av oljeprisfallet er forskjellig for petroleumsingeniører og andre ingeniører når det gjelder hasarden for å bytte yrke (interaksjonsleddet er ikke signifikant, $p > 0,05$). I stedet ser det ut til at hasarden for å skifte yrke relativt sett øker omtrent like mye etter 2014 for alle typer ingeniører ($HR = 1,96$ og $p < 0,001$). Petroleumsingeniører har heller ikke signifikant høyere hasard for å skifte yrke enn andre ingeniører ($HR = 1,35$ og $p > 0,05$)⁶⁴. Hvis vår dummy for om t er før eller etter år 2014 kan tjene som indikator for å være eksponert for

⁶³ Det er også en sterk positiv effekt av at «data mangler» om foreldrenes utdanning. Dette har antakelig å gjøre med at det er en god del ingeniører med innvandrerbakgrunn hvor foreldrenes utdanning er ukjent, og at disse er mer tilbøyelige til å ta mer utdanning etter fullført grunnutdanning enn ingeniører med norske foreldre.

⁶⁴ Merk at koeffisienten er meget upresis (95 % KI fra 0,88 til 2,09). I en alternativ modell der vi også kontrollerte for hvilket skoleår grunnutdanningen ble fullført (ikke vist) er denne koeffisienten signifikant ($HR=1,53$ og $p < 0,05$).

oljeprisfallet, kan resultatene tolkes som at oljeprisfallet førte til at petroleumsingeniører brukte lenger tid på å skifte jobb enn andre ingeniører og til at hasarden for å skifte yrke økte for alle typer ingeniører⁶⁵.

Tabell 8.13 Hasardrater (95 % konfidensintervaller i parentes) for å skifte jobb og for å skifte yrke for nyutdannede ingeniører som jobber som ingeniører.

	Ny jobb	Nytt yrke
Petroleumsingeniør	1,336** [1,09–1,63]	1,355 [0,88–2,09]
Post 2014	0,978 [0,90–1,06]	1,963*** [1,68–2,30]
Petroleumsingeniør × Post 2014	0,779* [0,61–0,99]	0,963 [0,60–1,54]
Kjønn	0,908* [0,84–0,99]	0,898 [0,79–1,02]
Alder ved bestått grunnutdanning	1,005 [0,99–1,02]	1,027** [1,01–1,04]
Foreldres utdanning (ref. = lang høyere utdanning)		
Kort høyere	0,994 [0,90–1,10]	1,023 [0,87–1,20]
Videregående	1,022 [0,93–1,13]	0,99 [0,85–1,16]
Grunnskole	1,009 [0,85–1,19]	1,041 [0,80–1,36]
Data mangler	0,901 [0,74–1,10]	0,910 [0,66–1,25]
Sentralitet	0,971 [0,93–1,01]	0,988 [0,93–1,05]
Deltid	1,991*** [1,72–2,31]	2,168*** [1,75–2,68]
År siden fullført grunnutdanning (log)	0,984 [0,93–1,04]	1,032 [0,94–1,13]
Forløpt tid (log)	0,997 [0,95–1,05]	0,951 [0,88–1,03]
Observasjoner	24895	31510
Personer	8639	8639
Hendelser	4188	1619
Log likelihood	-11235,0	-6303,3

Personer 22–34 år registrert med fullført grunnutdanning som ingeniør (UH gruppe 11), i perioden 2010–2017 og som er ansatt som ingeniør (STYRK kode 21 eller 31) for første gang etter fullført grunnutdanning er fulgt i selssettingsregisteret fram til (året) de første gang er registrert med et arbeidsforhold hos en annen arbeidsgiver (i en virksomhet med et annet org.nr.) eller med en annen gyldig yrkeskode (ikke STYRK 21 eller 31) enn de hadde ved starten av forløpet. Hasardrater er fra komplementær log-log regresjon med Weibull spesifisering av baseline hasard (logaritmen av forløpt tid som kontrollvariabel). Modellene inneholder også et sett med dummyer for hvilket skoleår man fullførte grunnutdanningen og et konstantledd.

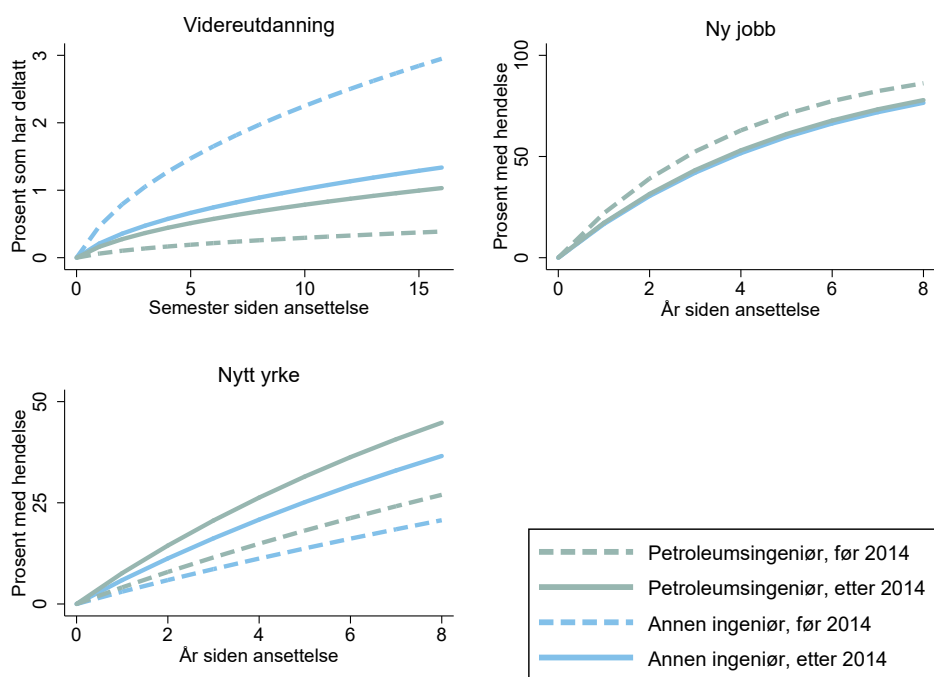
* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

⁶⁵ Det kan åpenbart diskuteres i hvilken grad dummyen faktisk kan tolkes på denne måten.

De øvrige resultatene viser at verken kjønn eller sosial bakgrunn har signifikant betydning for hvor raskt ingeniørene skifter jobb eller yrke ($p > 0,05$). Heller ikke sentralitet eller hvor lang tid det tok å få en relevant jobb etter fullført grunnutdanning har stort å si ($p > 0,05$). Det er imidlertid en sterk positiv effekt av å jobbe deltid på hasarden for å bytte jobb (HR = 1,99 og $p < 0,001$) og på hasarden for å bytte yrke (HR = 2,17 og $p < 0,001$). De som var eldre da de fullførte grunnutdanningen har litt høyere hasard for å skifte yrke (HR = 1,03 og $p < 0,01$).

Interaksjonseffektene er lettere å forstå når vi regner om resultatene til kumulative andeler (figur 8.4). Vi ser at den beregnede andelen som har deltatt i videreutdanning øker litt raskere for petroleumsingeniører etter 2014 enn før 2014. Periodeeffekten er imidlertid mye sterkere i absolutt forstand for andre ingeniører, hvor effekten også går i motsatt retning. Før 2014 forventes omtrent 2 prosent av andre ingeniører å ha deltatt i videreutdanning ti semestre etter ansettelse, mens den tilsvarende andelen i perioden etter 2014 er rundt 1 prosent.

Figur 8.4 Kumulativ andel av ingeniører som har startet på videreutdanning, skiftet jobb eller skiftet yrke som en funksjon av tid siden de første gang ble ansatt som ingeniør, etter type grunnutdanning og periode.



Personer 22–34 år registrert med fullført grunnutdanning som ingeniør (UH gruppe 11) og ansatt i sin første jobb som ingeniør i perioden 2010–2017. Kumulative andeler (1-overlevelsessannsynligheten) fra komplementær log-log regresjon med Weibull spesifikasjon av baseline hasard. Samme modell som i tabell 8.12 og tabell 8.13. Beregningene er gjort for hypotetiske personer med gjennomsnittsverdier på kontrollvariablene. Merk ulik skala på y-aksen.

Periodeeffekten er også tydelig om ser vi på den kumulative andelen som har byttet jobb siden de begynte å jobbe som ingeniør. I perioden før 2014 forventes halvparten av petroleumsingeniørene å ha byttet jobb etter at det har gått tre år siden de startet i jobben, mens det tar nærmere fire år før halvparten av andre ingeniører bytter jobb. I perioden etter 2014 er petroleumsingeniører og andre ingeniører mer like, og median overlevelse (når halvparten har byttet jobb) er omtrent fire år for begge grup-

pene. Om vi til slutt ser på figuren over andelene som har skiftet yrke, ser vi at periodeeffekten forskyver linjene oppover på omtrent samme måte for petroleumsingeniører og andre ingeniører. I perioden etter 2014 forventes omtrent 25 prosent av petroleumsingeniørene å ha skiftet yrke fire år etter at de begynte å jobbe som ingeniør, mot rundt 15 prosent i perioden før 2014. De tilsvarende andelene for andre ingeniører er henholdsvis rundt 20 prosent og 10 prosent. Selv om altså alle typer ingeniører forventes å ha høyere yrkesavgang etter 2014 enn før 2014, er andelen som har byttet yrke blant petroleumsingeniører høyere enn andelen som har byttet yrke blant andre ingeniører når det har gått like lang tid etter at de ble ansatt i sin første jobb som ingeniør.

Samlet tyder resultatene på at oljeprisfallet i 2014 førte til at flere petroleumsingeniører starter på videreutdanning, mens det er en nedgang i andelen som deltar i videreutdanning blant andre ingeniører. Siden det før 2014 var mindre vanlig å delta i videreutdanning blant petroleumsingeniører enn blant andre ingeniører, ser imidlertid oljeprisfallet først og fremst ut til å ha jevnet ut forskjellene mellom petroleumsingeniører og andre ingeniører med hensyn til deltakelse i videreutdanning. Dette ser imidlertid ikke ut til å ha vært tilfelle for deltakelse i mer utdanning av en hvilken som helst type, som for ingeniører typisk vil bety mer langvarig videreutdanning⁶⁶. Petroleumsingeniører ser ut til å være mer tilbøyelige til å ta mer slik utdanning enn andre ingeniører både før og etter oljeprisfallet.

Oljeprisfallet ser også ut til å ha ført til at petroleumsingeniører bruker lenger tid på å bytte jobb enn før, mens det ikke er store forskjeller før og etter 2014 med hensyn til hvor raskt andre ingeniørene bytter jobb. Nedgangen i jobbmobilitet blant petroleumsingeniører skyldes antakelig både at mange hadde vanskelig for å få en ny jobb etter å ha blitt arbeidsledig, og at flere blir værende i en jobb de kanskje tidligere ville sluttet i. Oljeprisfallet ser også ut til å ha gjort petroleumsingeniører og andre ingeniører likere hverandre med hensyn til jobbmobilitet. Før 2014 skiftet petroleumsingeniører vanligvis jobb raskere enn andre ingeniører, mens det er små forskjeller etter 2014. Petroleumsingeniører skifter imidlertid yrke raskere enn andre ingeniører, men ser ikke ut til å være mer påvirket av oljeprisfallet enn andre ingeniører da alle ingeniører skiftet yrke raskere etter 2014.

8.7 Oppsummering

I dette kapittelet har vi vist noen av mulighetene som registerdata gir for å analysere problemstillinger som er relevante for videreutdanning og mobilitet på arbeidsmarkedet for spesifikke yrkesgrupper. Surveydata fra Lærevilkårsmonitoren egner seg ikke særlig godt til detaljerte analyser av spesifikke yrkesgrupper. Analysene i dette kapittelet bygger derfor kun på registerdata. Fordelene med registerdata er blant annet muligheten for at vi kan følge personer eller andre enheter i registrene over tid, den store detaljrikdommen i data om utdanning og sysselsetting, og muligheten til å koble sammen opplysninger fra ulike registre. Vi har her vist hvordan man kan utnytte noen av disse mulighetene i analyser av lærere, sykepleiere og ingeniører.

Lærere, sykepleiere og ingeniører er tre yrkes- og utdanningsgrupper som har strukturerte grunn- og videreutdanningsløp, gruppene er store, og videreutdanning er utbredt. Det er dessuten nokså enkelt å identifisere og skille grunnutdanning fra videreutdanning ved hjelp av registerdata for alle tre gruppene. Registerdata egner

⁶⁶ Et vanlig videreutdanningsløp vil for mange ingeniører med tre-årig grunnutdannelse være at de bygger videre på graden til de har mastergrad (sivilingeniørutdanning).

seg imidlertid like godt til å gjøre tilsvarende analyser av andre utdannings- og yrkesgrupper, for eksempel sysselsatte med eller uten yrkeskompetanse.

Vi finner at de tre gruppene har forskjellige person- og jobbegenskaper, som for eksempel andelen kvinner, vanlig størrelse på arbeidsplassen og andelen som jobber deltid. Gruppene er også forskjellige med hensyn til hvor vanlig det er å ta ulike typer videreutdanning. For eksempel vender ingeniører raskere tilbake til utdanningssystemet for å ta mer langvarig utdanning (typisk en mastergrad), mens videreutdanning for lærere og sykepleiere oftere består av kortere kurs. Det er dessuten forskjeller mellom gruppene når det gjelder jobb- og yrkesmobilitet. For eksempel hadde ingeniører langt høyere risiko for å bli arbeidsledige, og er også mer tilbøyelige til å bytte yrke, enn lærere og sykepleiere i perioden vi ser på.

I de mer detaljerte analysene av lærere fant vi at lærere som er omfattet av de nye kompetansekravene for undervisning (ansatt etter 1.1.2014) både er raskere til å starte på videreutdanning og mindre tilbøyelige til å bytte jobb enn andre. Vi finner imidlertid også at lærermangel på skolene, som ofte vil ha sammenheng med hvor mange lærere som deltar i videreutdanning, fører til at lærere bruker lenger tid på å starte på videreutdanning. I analysen av sykepleiere finner vi at det å få barn etter at man har startet å jobbe som sykepleier ofte fører til at man utsetter videreutdanning, særlig hvis man jobber på sykehus. Sykepleiere som får barn er også mer tilbøyelige til å bytte jobb, men dette gjelder først og fremst sykepleiere som jobber på sykehus og i mye mindre grad sykepleiere som jobber i annen helse- og omsorgsvirksomhet. Til slutt så vi at oljeprisfallet i 2014 antakelig har påvirket både videreutdanning og jobbmobilitet blant ingeniører. Særlig petroleumsingeniører ble mer tilbøyelige til å starte på videreutdanning etter 2014, og de bruker også lenger tid på å bytte jobb etter 2014 enn de gjorde før 2014.

9 Oppsummering

Et viktig formål med dette prosjektet har vært å demonstrere muligheter og utfordringer i survey- og registerdata om videreutdanning i Norge. Vi startet med å undersøke om, og i hvilken grad, avviket som er observert mellom survey- og registerdata om formell videreutdanning i perioden 2010–2019 skyldes måle- eller utvalgsfeil. Det vi finner er at det ser ut til at målefeil i Lærevilkårsmonitoren er ansvarlig for mye av de observerte forskjellene. Imidlertid finner vi også at samsvaret mellom survey- og registerdata på individnivå er blitt stadig bedre i nyere utgaver av Lærevilkårsmonitoren. Problemet med målefeil ser dermed ut til å være mindre i dag enn de var på begynnelsen av 2010-tallet. Vi finner det lite sannsynlig at utvalgsfeil, bortfall av respondenter er systematisk relatert til formell videreutdanning, har hatt særlig betydning for avviket mellom survey- og registerdata. Selv om utvalgsfeil er foreslått som en forklaring på de observerte avvikene, finner vi ikke våre resultater spesielt overraskende. Sammenliknet med andre utvalgsundersøkelser står Arbeidskraftundersøkelsen AKU, som Lærevilkårsmonitoren er en del av, i en særstilling, blant annet fordi personer som trekkes ut har plikt til å svare på undersøkelsen (hjemlet i Statistikkloven). SSB legger også ned et betydelig arbeid i å rette opp kjente skjevheter slik at representativiteten til utvalget etter vektning regnes for å være svært god.

Vi har også kombinert data fra Lærevilkårsmonitoren med registerdata i forbindelse med ulike empiriske analyser. Vi har vist eksempler på hvordan det å kombinere surveydata fra Lærevilkårsmonitoren med registerdata, for eksempel fra utdanningsregisteret, kan brukes i sensitivitetstester av analyseresultater og til å konstruere detaljerte og relevante mål som kan brukes i analyser. Registerdata gir tilgang til en detaljrikdom for enkeltvariabler som ikke er tilgjengelig i surveydataene. Ved hjelp av informasjon som ligger i utdanningskoden kan man måle utdanningsdimensjoner som er mer relevante for å forstå deltakelse i videreutdanning enn utdanningsnivå, for eksempel oppnådd kompetanse.

Vi har dessuten vist at respondentene i Lærevilkårsmonitoren i varierende grad har deltatt i videreutdanning også lenge før de deltar i undersøkelsen. Respondentene blir imidlertid bare spurt om de har deltatt i formell utdanning i løpet av de siste tolv månedene. Vi mangler dermed opplysninger om utdanningshistorikken etter at respondentene har fullført ordinær utdanning, og vet ikke om de allerede har tatt all videreutdanningen de har tenkt å ta før de deltar i undersøkelsen. I tråd med begrepet livslang læring ville det vært en god ide å også inkludere mål på «livstidsprevalens» for deltakelse i formell videreutdanning etter fullført grunnutdanning i Lærevilkårsmonitoren. Registerdata gir imidlertid muligheten til å måle utdanningshistorikken for de aller fleste respondentene, slik at man kan kontrollere for dette i analyser.

En av de viktigste fordelene med å kombinere survey- og registerdata er at vi kan følge respondentene i surveyen over tid i, for eksempel, utdannings- eller sysselsettingsregisteret. Slike data kan være nyttige for bedre å forstå deltakelse i formell videreutdanning, og sammenhengen mellom videreutdanning og ulike former for arbeidsmarkedsmobilitet. Vi har blant annet brukt data fra Lærevilkårsmonitoren i kombinasjon med registerdata til å vise at forskjeller i allerede oppnådd kompetanse er en viktig forklaring på hvorfor noen ansatte deltar raskere i videreutdanning enn

andre. Vi finner for eksempel at personer med yrkeskompetanse er blant de med lavest deltakelse, mens personer med studieforbereende som høyeste oppnådde kompetanse er blant de med høyest deltakelse. Dette er nok ikke overaskende, men det er likevel en forskjell som sjelden kommer fram i empiriske analyser, fordi personer med yrkeskompetanse og personer med studieforbereende som høyeste fullførte utdanning som regel slås sammen i en gruppe: videregående utdanning.

Vi viser også at egenskaper ved jobben, som hvilken næring man jobber innenfor, og egenskaper ved personen, som familieforhold og utdanningshistorikk, har betydning for hvor lang tid det tar før en nyansatt deltar i formell videreutdanning. Vi finner videre at når ansatte har deltatt i formell videreutdanning, øker sannsynligheten for å bytte jobb, yrke eller næring. Sammenhengen mellom formell videreutdanning og økt jobbmobilitet ser imidlertid ut til å være betydelig svakere for ansatte som blir økonomisk kompensert for å delta i formell videreutdanning.

Vi har også vist noen av mulighetene som registerdata gir for å analysere problemstillinger som er relevante for videreutdanning og mobilitet på arbeidsmarkedet for spesifikke yrkesgrupper. Fordelene med registerdata er blant annet muligheten for å følge personer eller andre enheter i registrene over tid, den store detaljrikdommen i data om utdanning og sysselsetting, og muligheten til å koble sammen opplysninger fra ulike registre.

Vi finner at de tre utdannings- og yrkesgruppene lærere, sykepleiere og ingeniører, er forskjellige både med hensyn til person- og jobbegenskaper, og gruppene er også forskjellige med hensyn til hvor vanlig det er å ta ulike typer videreutdanning. For eksempel vender ingeniører raskere tilbake til utdanningssystemet for å ta mer langvarig utdanning (typisk en mastergrad), mens videreutdanning for lærere og sykepleiere oftere består av kortere kurs. Det er dessuten forskjeller mellom gruppene når det gjelder jobb- og yrkesmobilitet. For eksempel hadde ingeniører langt høyere risiko for å bli arbeidsledige, og ingeniører er også mer tilbøyelige til å bytte yrke, enn lærere og sykepleiere i perioden vi ser på.

I de mer detaljerte analysene av lærere fant vi at lærere som er omfattet av de nye kompetansekravene for undervisning (lærere som ble ansatt etter 1.1.2014) både er raskere til å starte på videreutdanning og mindre tilbøyelige til å bytte jobb enn andre. Vi finner imidlertid også at lærermangel på skolene, som ofte vil ha sammenheng med hvor mange lærere som deltar i videreutdanning, fører til at lærere bruker lenger tid på å starte på videreutdanning. I analysen av sykepleiere finner vi at det å få barn etter at man har startet å jobbe som sykepleier ofte fører til at man utsetter videreutdanning, særlig hvis man jobber på sykehus. Sykepleiere som får barn er også mer tilbøyelige til å bytte jobb, men dette gjelder først og fremst sykepleiere som jobber på sykehus og i mye mindre grad sykepleiere som jobber i annen helse- og omsorgsvirksomhet. Til slutt så vi at oljeprisfallet i 2014 antakelig har påvirket både videreutdanning og jobbmobilitet blant ingeniører. Særlig petroleumsingeniører ble mer tilbøyelige til å starte på videreutdanning etter 2014, og de bruker også lenger tid på å bytte jobb etter 2014 enn de gjorde før 2014.

Referanser

- Allison, P. (2014). Event history and survival analysis: Regression for longitudinal event data. *Quantitative Applications in the Social Sciences*, 46, Sage.
- Barrabés, N., & Østlie, G. (2016). Norsk standard for utdanningsgruppering 2016. Revidert 2000. Dokumentasjon. *Notater 2016/30*. Statistisk Sentralbyrå.
- Becker, G. (1964). *Human capital*. New York: The National Bureau of Economic Research.
- Bø, T., & Håland, I. (2015). Dokumentasjon av Arbeidskraftundersøkelsen (AKU) etter omleggingen i 2006. In *Notater 2015/15*. Oslo: Statistisk sentralbyrå.
- Børing, P., Wiborg, Ø., & Skule, S. (2013). *Livslang læring i norsk arbeidsliv: Hvorfor varierer deltakelsen?* Oslo: NIFU Rapport 7/2013.
- Cameron, C., & Trivedi, P. (2005). *Microeconometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Chase, I. (1991). Vacancy chains. *Annual Review of Sociology* 17, 133-154.
- Cohen, J. (1960). A coefficient of agreement for nominal scales. *Education and Psychological Measurement* 20, 423-429.
- Dæhlen, M., & Seip, A. (2009). *Sykepleiernes kompetanse*. Oslo: Fafo-rapport 36.
- Doeringer, P., & Piore, M. (1971). *Internal labor markets and manpower analysis*. Lexington: Heath.
- EU-kommisjonen. (2011). Council Resolution on a renewed European agenda for adult learning. *C 372/01*.
- EVU-utvalget. (2019). *Kunnskapsgrunnlaget: Deltakelse i videreutdanning*. Retrieved from <http://www.kompetansenorge.no/evu/aktuelt/videreutdanninginorge/>
- Granovetter, M. (1974). *Getting a job*. Harvard University Press.
- Jenkins, S. (1995). Easy estimation methods for discrete-time duration models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57(1), 129-138.
- Kalleberg, A., & Sørensen, A. (1979). The sociology of labor markets. *Annual review of sociology* 5, 351-379.
- Keute, A., & Drahus, K. (2017). Livslang læring 2008-2017. *Rapporter 2017/23*.
- Kunnskapsdepartementet. (2017). Nasjonal strategi for kompetansepolitikk 2017-2021.
- Lydersen, S. (2017). Hva er sannynligheten for riktig resultat fra en diagnostisk test? *Tidsskrift for den norske legeforening*, 18.
- Lyngstad, T. (2010). Der var det slutt. Et eksempel på forløpsanalyse. In D. m. Album, *Metodene våre*. Oslo: Universitetsforlaget.
- Marsden, D. (1986). *The end of economic man?* London: Wheatsheaf.
- Meld.St.14 (2019-2020). (2020). Kompetansereformen - Lære hele livet.
- Morgan, S., & Winship, C. (2014). *Counterfactuals and causal inference*. Cambridge: Cambridge University Press.
- NOU 1997:25. (1997). Ny kompetanse - Grunnlaget for en helhetlig etter- og videreutdanningspolitikk.
- NOU 2018:13. (2018). Voksne i grunnskole- og videregående opplæring - Finansiering av livsopphold.

- NOU 2019: 12. (2019). Lærekraftig utvikling - Livslang læring for omstilling og konkurranseevne.
- Nyen, T. (2004). *Livslang læring i norsk arbeidsliv. Grunnlagsrapport*. Oslo: Fafo-rapport 435.
- Nyen, T., Hagen, A., & Skule, S. (2004). *Livslang læring i norsk arbeidsliv. Resultater fra Lærevilkårsmonitoren 2003. Sammendragsrapport*. Oslo: Fafo-rapport 434.
- Olberg, D. (1995). Interne arbeidsmarkeder i servicesektoren - organisasjonsendring og opplæring i bank. In D. Olberg, *Endringer i arbeidslivets organisering* (pp. 184-210). Oslo: Fafo-rapport 183.
- Raftery, A. (1995). Bayesian model selection in social research. *Sociological Methodology* 25, 111-163.
- Rosenfeld, R. (1992). Job mobility and career processes. *Annual Review of Sociology* 18, 39-61.
- St.meld. nr.42 (1997-98). (1998). Kompetansereformen.
- Tjelle, T., Torkilseng, E., Movik, E., Harboe, I., Couto, E., & Juvet, L. (2018). *Diagnostic accuracy, clinical effectiveness and budget impact of screening BRCA1/2 mutation carriers by MRL. A health technology assessment*. Oslo: Folkehelseinstituttet.
- Ulstein, J. (2019). *To forskjellige kilder: Videreutdanningstall fra registersøk og Lærevilkårsmonitoren*. Oslo: Kompetanse Norge.
- Watson, P., & Petrie, A. (2010). Method agreement analysis: A review of correct methodology. *Theriogenology* 73, 1167-1179.
- White, H. (1970). *Chains of opportunity: System models of mobility in organizations*. Cambridge: Harvard University Press.
- Wiborg, Ø., & Skule, S. (2013). *Livslang læring og mobilitet på arbeidsmarkedet*. Oslo: NIFU-rapport 8/2013.
- Wiborg, Ø., Sandven, T., & Skule, S. (2011). *Livslang læring i norsk arbeidsliv 2003-2010*. Oslo: NIFU-rapport 5/2011.
- Zachrisen, O., & Bjugstad, H. (2016). *Livslang læring 2008-2016: Resultater fra lærevilkårsmonitoren*. Oslo: SSB.

Videreutdanning og mobilitet på arbeidsmarkedet

Rapporten inneholder resultater fra et prosjekt der survey- og registerdata brukes til å analysere utbredelse og konsekvenser av videreutdanning i Norge. Surveydataene kommer fra Lærevilkårsmonitoren (LVM), som er en årlig tilleggsundersøkelse til Arbeidskraftundersøkelsen (AKU). Registerdataene er blant annet hentet fra utdannings- og sysselsettingsregisteret, og er koblet til surveydataene via krypterte personnummer.

Data brukes til å undersøke om avvik mellom survey- og registerdata skyldes målefeil og/eller utvalgsfeil. Vi demonstrerer også hvordan det å kombinere survey- og registerdata gir rikere analysemuligheter enn hva man oppnår ved å bruke datakildene hver for seg, f.eks. for å gjennomføre sensitivitetstester og til å konstruere detaljerte og relevante mål som kan brukes i analyser. Survey- og registerdata brukes i kombinasjon til å analysere faktorer som påvirker hvor raskt nyansatte deltar i formell videreutdanning og faktorer som har betydning for at ansatte som har deltatt i formell videreutdanning bytter jobb, yrke og/eller næring. Siden registerdata er fulltellingsdata gir slike data muligheter til å gjennomføre mer detaljerte analyser av undergrupper av sysselsatte. Vi har utnyttet dette til å analysere faktorer som har betydning for videreutdanning og mobilitet på arbeidsmarkedet for lærere, sykepleiere og ingeniører.



Borggata 2B
Postboks 2947 Tøyen
N-0608 Oslo
www.fafo.no

Fafo-rapport 2021:21
ID-nr.: 20791