

Gjennomføringsgrad blant elever ved videregående opplæring.

- En empirisk paneldatastudie.

Corinne Rovik

Masteroppgave i samfunnsøkonomi

Institutt for samfunnsøkonomi, NTNU

Trondheim, november 2011

Forord

Jeg vil gjerne rette en stor takk til min veileder Bjarne Strøm som har kommet med forslag til tema for oppgaven og vært til stor hjelp under prosessen.

Vil også takke min samboer og familie for støtte og tålmodighet med meg under hele skriveprosessen.

Innholdsfortegnelse

1. Innledning	1
1.1. Oppbygging av oppgave.....	1
2. Teoretisk bakgrunn og institusjonelle forhold	4
2.1. Innledning.....	4
2.2. Teorigrunnlag.....	4
2.3. Institusjonelle forhold.....	6
2.4. Oppsummering.....	7
3. Tidligere studier	8
3.1. Innledning.....	8
3.2. Norske studier.....	8
3.3. Internasjonale studier.....	10
3.4. Oppsummering.....	14
4. Empirisk tilrettelegging	15
4.1. Innledning.....	15
4.2. Økonometrisk modell.....	15
4.3. Restleddsegenskaper og økonometriske utfordringer.....	16
4.4. Representasjon av ledighetsvariablene.....	19
4.5. Oppsummering.....	20
5. Presentasjon av datamaterialet	22
5.1. Innledning.....	22
5.2. Avhengig variabel og sentral forklaringsvariabel.....	22
5.3. Presentasjon av øvrige kontrollvariable.....	34
5.4. Oppsummering.....	39
6. Empiriske resultater	40
6.1. Innledning.....	40
6.2. Modellresultater. Fullføring totalt. Generell ledighet.....	40
6.3. Modellresultater. Fullføring totalt. Ungdomsledighet.....	42
6.4. Modellresultater. Fullføring studieforberedende.....	45
6.5. Modellresultater. Fullføring yrkesfag.....	47
6.6. Oppsummering.....	49
7. Konklusjon	50
Referanser	51
Appendiks 1	54
Appendiks 2	56

1. Innledning

Videregående opplæring er et viktig tema i dagens samfunn. Fullføring av videregående opplæring er nøkkelen til videre studier og arbeidslivet. Videregående opplæring er et frivillig tilbud, men det forventes at alle gjennomfører. Oppmerksomheten rundt frafall i videregående opplæring har de siste årene økt. Studier viser at mer enn 95 prosent starter videregående opplæring rett etter grunnskole (Falch og Nyhus, 2009), og at ved studieforbereidende opplæring fullfører tre av fire på normert tid mot bare fire av ti på yrkesfaglig opplæring (Hernes, 2010). Som vi ser er andelen som ikke fullfører størst innen yrkesfaglig studieretninger (Skoglund, 2009). Tidlig på 90-tallet rammet en høy arbeidsledighetsrate spesielt ufaglærte. Dette ga krav om høyere kompetanse og fleksibilitet. Denne hendelsen hadde stor betydning for innførelsen av Reform 94, som innebar at flere fikk rett til videregående opplæring (Vogt, 2008). Denne moderniseringen av utdanningssystemet var blant annet brukt som et middel mot ungdomsledighet. Fra skoleåret 2006/2007 ble Kunnskapsløftet innført. Selve strukturen fra Reform 94 ble lite berørt, men det formelle kravet til generell studiekompetanse ble skjerpet, i tillegg til noen endringer i fagsammensetningene (Borge et al. 2011).

1.1. Oppbygging av oppgave.

I denne oppgaven skal det undersøkes om gjennomføringsgraden i videregående skole i Norge påvirkes av situasjonene i det regionale arbeidsmarkedet. Det benyttes et paneldatasett for 19 fylker for perioden 1997-2008. Dette inneholder fylkesfordelte tall for gjennomføringsgrad i videregående skole, som knyttes til relevante fylkesfordelte tall for arbeidsledighetsrate, elevpreferanser for studielinje og inntekt. Resultatene tilsier at arbeidsledighet er av signifikant betydning for gjennomføringsgraden i videregående opplæring.

Denne oppgaven bygger på teorien om investering i humankapital, som gir prediksjoner for sammenhenger mellom gjennomføringsgraden i videregående opplæring og arbeidsledighet. En mye brukt definisjon av humankapital er fra Becker (1964) og Sjaastad (1962). Her er humankapital summen av kunnskap, evner og ferdigheter som personer i arbeidsstyrken har. I likhet med fysisk kapital og arbeidskraft inngår humankapital som en innsatsfaktor i produksjonen av varer og tjenester og er derfor viktig for inntektsutvikling og økonomisk vekst i et land. Utdannelse påvirker nivået på humankapitalen, da en utdanning øker både evner, ferdigheter og kunnskap. Et bredere humankapitalbegrep kan omfatte sosiale ferdigheter, medfødte evner, erfaring osv. Siden humankapital har så stor betydning for

økonomisk vekst er det nyttig å studere hva som påvirker gjennomføringen av videregående opplæring, og i denne oppgaven vektlegges arbeidsledighetens påvirkning.

I humankapitalteorien betraktes utdanningslengde som en investeringsbeslutning og kan dermed analyseres som resultatet av en individuell nytte og kostnads analyse (Becker, 1964).

Hva er kostnaden og nytten ved utdanning, og overstiger kostnaden nytten?

Investering i utdanning består av en initiell kostnad som gir en potensiell avkastning.

Avkastningen ved å gjennomføre en utdanning i videregående skole vil blant annet være i form av høyere lønn i framtiden, via mulige søkere til høyere utdanning og sertifisering i mange yrker, mens kostnaden vil være tapt arbeidsinntekt i utdanningstiden, utgifter i forbindelse med skole, bøker osv. (Barth, 2005). Forventet lønnsgevinst er vesentlig i humankapitalteorien, men arbeidsglede, mindre sjanse for å bli arbeidsledig i framtiden og mindre sykdom er andre potensielle gevinster ved å gjennomføre en videregående utdannelse.

Elever som går videregående skole vil trolig bruke informasjon om hvordan arbeidsmarkedsforholdene er i dag når de vurderer om de skal gjennomføre videregående utdannelse eller ikke. I humankapitalteorien kan vi se for oss at arbeidsmarkedet påvirker gjennomføringsgraden i videregående opplæring. En sentral mekanisme uten utdanning er at økt ledighet reduserer jobbmulighetene og dermed reduserer alternativkostnaden av å gå videregående opplæring. Kostnaden ved tapt inntekt under utdanning reduseres. Dette gjør at elever øker sjansen for å fullføre utdanningen. Ved lav ledighet er det en motsatt effekt. Her er det en høyere sjanse å få jobb som ufaglært. Dette øker alternativkostnaden ved å ta utdanning. Kostnaden ved tapt inntekt under utdanning øker, som igjen gir lavere sjanse for at elever fullfører videregående opplæring.

Et av hovedbidragene i denne oppgaven er å se nærmere på forholdet mellom gjennomføringsgraden på videregående opplæring og arbeidsmarkedet på fylkesnivå. Vil gjennomføringsgraden variere med svingninger i det lokale arbeidsmarkedet? For å belyse eventuelle sammenhenger utføres en økonometrisk analyse for å se hvilke faktorer som påvirker etterspørselen etter videregående utdannelse, med arbeidsledighet som den sentrale inferensvariabel. For å analysere dette bruker jeg et paneldatasett for 19 fylker i tidsrommet 1997-2008.

Denne oppgaven er bygd opp med teoretisk bakgrunn i kapittel 2. I kapittel 3 presenteres tidligere norske og internasjonale studier om fullføring i videregående opplæring. I kapittel 4

setter vi opp modellen og går igjennom restleddsegenskaper og økonometriske utfordringer. I kapittel 5 presenteres datamaterialet med fullføring og andre kontrollvariabler, mens resultatene presenteres i kapittel 6. Først blir modellresultater for generell fullføring presentert, deretter gjør jeg separate undersøkelser av fullføring for de som starter i studieforberevende og yrkesfaglig studieretning. Tilslutt oppsummerer vi hovedresultatene i konklusjonen.

2. Teoretisk bakgrunn og institusjonelle forhold

2.1. Innledning

Dette kapitlet gir en enkel oversikt over det teoretiske grunnlaget for den empiriske analysen og teori om humankapital. I dette kapitlet ønsker vi på teoretisk grunnlag å diskutere hvordan ledighet og arbeidsmarkedstiltak påvirker gjennomføringsgraden i videregående opplæring. Videre ser vi på de institusjonelle forholdene i videregående opplæring.

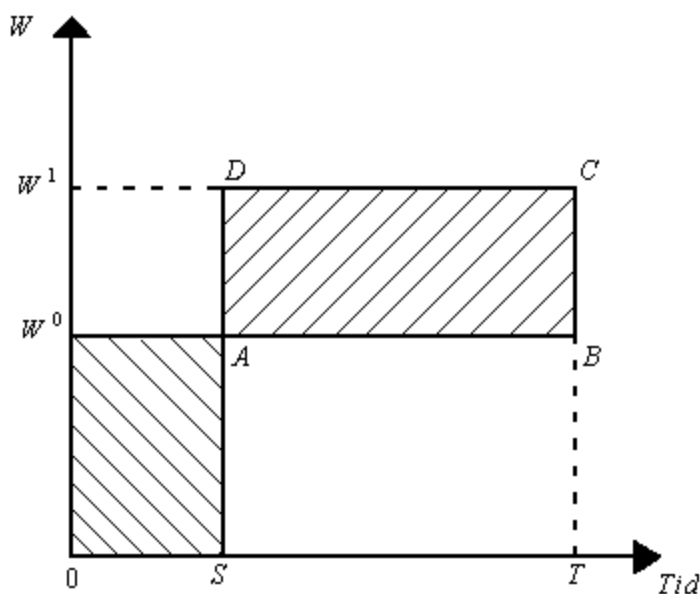
2.2. Teorigrunnlag

Utdanningsøkonomi fikk sitt første bidrag gjennom humankapitalteorien som ble utviklet på 1950-tallet. Teorien er det teoretiske utgangspunktet for å studere sammenhengen mellom arbeidsmarked og utdanning. Humankapitalteorien har sitt utgangspunkt fra Becker (1964) sine studier. Her betraktes økt utdanning som en investering i humankapital, med tilhørende kostnadsside og inntektsside. Kostnaden ved økt utdanning kan deles i direkte kostnader, som studieavgift og studiemateriell, og i indirekte kostnader som tapt arbeidsinntekt under studietiden. Inntektssiden er representert av økt lønn som følge av fullført utdanning og økt arbeidskraftproduktivitet (Taylor & Weerapana, 2010). Humankapital bidrar dermed gjennom utdanning til å øke et individs produktivitet, som igjen fører til økt verdi i arbeidsmarkedet. Dette kan bidra til å forklare hvorfor lønnsnivået ofte stiger med utdanningsnivået.

Humankapitalteorien sier at individer vil investere i utdanning så lenge gevinstene er større enn kostnadene. Om vi ser bort fra gevinster og kostnader i økonomiske termer, kan for eksempel et individ få økt livskvalitet som en gevinst fra å fullføre utdanning. Individene vil ut i fra sine egne interesser foreta investeringsbeslutninger, etter at kortsiktige og langsiktige gevinster og kostnader er vurdert mot hverandre.

Utdanning har gjerne en positiv effekt på lønnsutviklingen. Jo lengre utdanning, jo høyere lønn. En enkel humankapital modell fokuserer på utdanning som en investering i humankapital (Becker, 1964). Dette kan vi vise grafisk:

Figur 1, stilisert enkel grafisk framstilling:



Figur 1 viser en svært stilisert situasjon for en 16 åring (år 0) som har to alternativer: (1) Fullføre videregående opplæring, og motta en årslønn på W^1 etter endt utdanning, eller (2) starte og arbeide nå, og motta en årslønn på W^0 for all framtid. Personer som velger det første alternativet investerer i utdanning. Hvert år under utdanning går eleven glipp av en årslønn på W^0 . Når utdanningen er ferdig får personen en årlig bonus på $W^1 - W^0$. S er antall år utdanningen varer, mens $T - S$ er antall år i arbeidslivet for en person som velger S års utdanning. Inntektsgevinstene over livsløpet for en person med videregående utdanning er arealet $ABCD$, mens kostnaden ved utdanning er den inntekt han går glipp av under utdanningen som utgjør arealet $0SAW^0$. Elevene fullfører om den framtidige lønnspremien overstiger kostnaden ved tapt arbeidsfortjeneste under utdanning. Sjansen for fullføring er med andre ord lavere jo lavere lønnsgapet mellom faglært og ufaglært er.

Innenfor dette enkle rammeverket kan arbeidsledighetsnivået påvirke et individ sin utdannings-beslutning, siden høy arbeidsledighet innebærer at individet har lavere sjanse for å få jobb. Kostnaden ved tapt inntekt under utdanningstiden vil dermed reduseres. Dette gir igjen en økt sjanse for å fullføre utdanningen. Ved redusert arbeidsledighet får vi motsatt effekt. Det er en høyere sjanse for et individ å få jobb som ufaglært, og kostnaden ved tapt inntekt under utdanningstiden øker. Dette minsker sjansen for å fullføre utdanningen. En økning i lønnen for ufaglærte, alt annet likt, vil øke alternativkostnaden ved utdanning og lønnsgevinsten ved utdanning. Dermed reduseres tilbøyeligheten til å investere i utdanning.

Utover humankapitalmodellen er det andre kanaler som arbeidsledigheten potensielt kan virke gjennom (Falch et al. 2009).

1. Kredittasjonering eksternt eller internt i familie. En høyere arbeidsledighet kan gi lavere foreldreinntekt. Dette øker sjansen for at eleven er kredittasjonert, som igjen gir redusert utdanning.
2. Arbeidsledighet påvirker lærersammensetning. En høy arbeidsledighet gjør at få lærere forlater skolen fordi det er få eksterne jobbmuligheter. En lav arbeidsledighet gjør at mange lærere slutter og går over i andre jobber. Dersom de høyproduktive lærerne forsvinner i høykonjunktur, så vil lærerkvaliteten gå ned i høykonjunktur og dermed prestasjonene til elevene ned og fullføring ned. Det motsatte får vi ved høy arbeidsledighet. Her blir lærerne i skolen og det starter flere høyproduktive lærerne i skolen. Dette øker lærerkvaliteten, som igjen bidrar til at prestasjonene til elevene øker og flere fullfører utdanningen.
3. Arbeidsledighet påvirker evelinnsatsen. Dette tilsvarer effektivitets lønn (Johansen og Strøm, 2001). Denne teorien bygger på at bedrifter tjener på å sette høy lønn for å få tak i arbeidskraft. Høyere lønn kan føre til mer motiverte og produktive arbeidere. Det er rimelig å anta en negativ sammenheng mellom lønn og ledighet. Lav ledighet gir en høy sjanse for å få jobb som ufaglært. Kostnaden ved å droppe ut, eller ikke bestå, er lav. Dette disiplinere elever til høy egeninnsats.

2.3 Institusjonelle forhold

I Norge er videregående opplæring nøkkelen til videre studier og arbeidslivet. På 90-tallet ble Reform 94 innført på grunn av høy arbeidsledighet, som rammet spesielt ufaglærte. Dette ga et krav om høyere kompetanse og fleksibilitet. Denne reformen innebar at flere fikk rett til videregående opplæring. (Vogt, 2008). Reformen bestemte at alle som hadde fullført grunnskole fra våren 1994 og etter hadde rett til tre års videregående opplæring (St.meld. nr. 30). Fra skoleåret 2006/2007 ble Reform 94 avløst av Kunnskapsløftet. Mye av strukturen fra Reform 94 ble lite berørt, men Kunnskapsløftet skjerpet det formelle kravet og gjorde noen endringer i fagsammensetninger. Yrkesfaglig utdanningsprogram ble redusert fra 12 til 9 retninger. De består oftest av 2 år i skole og 2 år som lærling i bedrift, og fullført gir fag- eller svennebrev. Allmennfag ble omdøpt til studieforbereende, og er 3 år i skole som kvalifiserer

for høyere utdanning. Det er flere muligheter for å gjøre omvalg underveis i utdanningen (Borge et al. 2011).

Gjennomføringsgraden presenteres ved tall for elever som har klart å fullføre videregående opplæring innen 5 år fra de startet utdanningen, fra årene 1997 til 2003. Her berøres elevene av både Reform 94 og Kunnskapsløftet. Den normerte tiden for å fullføre varierer mellom studieretningene fra 3 til 4,5 år. Elevene har her en lovfestet rett til videregående opplæring inntil 5 år etter grunnskole (Borge et al. 2011).

I Norge er fylkeskommunene skoleeiere i videregående opplæring. De bestemmer hvilke regler som ligger til grunn for opptakene. Her har noen fylker fritt skolevalg, mens andre bruker nærskoleprinsippet ved opptak. Fylkeskommunene bestemmer videre både lokalisering av skolene, utdanningsprogram innenfor reglene for opplæringsloven og størrelsene på skolene (Borge et al, 2011).

2.4 Oppsummering.

Det sentrale punktet i dette kapitlet er teorien av humankapital. Vi har argumentert for at elevers fullføring kan betraktes som resultater av en nytte og kostnads analyse, og at de fullfører om nytten overstiger kostnaden ved å fullføre videregående opplæring. Videre har vi sett på hvordan arbeidsledighet påvirker gjennomføringsgraden. Her vil en lav arbeidsledighet bedre sjansen for å få jobb som ufaglært, og kostnaden ved tapt arbeidsinntekt under utdanning øker, dette gir igjen en lavere fullføring. Ved høy arbeidsledighet har vi en motsatt effekt. Høy ledighet gir en lavere sjanse på å få jobb. Kostnaden ved tapt inntekt under utdanning reduseres og øker tilbøyeligheten til å fullføre videregående opplæring. Til slutt har vi sett på institusjonelle forhold. Her har vi argumentert for hvorfor vi bruker en tilnærming på fullføring innen 5 år. Vi har også diskutert hvordan Reform 94 og Kunnskapsløftet har formet videregående opplæring, og tilslutt har vi diskutert fylkeskommunens rolle i videregående skole.

3 Tidligere studier

3.1. Innledning

I dette kapittelet presenteres det en rekke internasjonale og norske studier av gjennomføringsgrad og frafall i videregående opplæring. Felles for artiklene er at alle tar utgangspunkt i humankapitalteorien, dette for å studere mekanismer som påvirker etterspørselen etter utdanning. Utdannelse blir betraktet som å investere i humankapital, og investeringen foretas bare om nytten er større enn kostnaden. Dette kapittelet gir en oversikt over tidligere studier av utdanning. Vi ser på norske studier av frafall og gjennomføringsgrad i tillegg til internasjonale studier, som er hensiktsmessig selv om det er stor variasjon mellom skolesystemene i forskjellige land.

3.2. Norske studier

Flere studier av gjennomføringsgrad og frafall i videregående opplæring er gjennomført i Norge. I det følgende gis en kort presentasjon av noen av disse studiene.

Helland og Støren (2004):

Helland og Støren (2004) har i sin analyse funnet flere forskjeller i frafall mellom studieretninger og regioner. De følger tre elevkull fra de startet i videregående opplæring i årene 1999, 2000 eller 2001, til tre år frem. Her kontrollerer de for karakternivået på grunnkurs og om eleven fikk første ønsket oppfylt i videregående utdanning. Hovedresultatene deres er at det er høyere frafall i yrkesfaglige studieretningene i forhold til studieforberedende, og at de tre nordligste fylkene har høyere frafall enn de andre fylkene i landet. I analysene deres kommer det frem at det er en stor overvekt av gutter på yrkesfaglig opplæring, i tillegg til en stor forskjell i kjønns sammensetning i studieretningene ellers. I de retningene som guttene tradisjonelt dominerer er karakternivået og gjennomføringen svakere enn andre retninger. En grunn kan være at tilgang på lærlingplass er viktig for at elevene skal gjennomføre videregående opplæring, og yrkesfaglig studieretning er mer sårbar da den er delvis konjunkturavhengig.

Markussen, Lødding, Sandberg og Vibe (2006):

Markussen mfl. (2006) bruker i sin analyse om frafall fra videregående skole data fra 7 østlandsfylker fra våren 2002 til 2005. Her kontrolleres det for grunnskolekarakter, og de finner at jo høyere karakter elevene hadde i grunnskolen jo mindre var sannsynligheten for frafall i videregående skole. Videre viser også deres analyse at yrkesfaglige studieretninger

har mer frafall enn studieforbereidende studieretninger. Markussen mfl. (2006) viser at elever med foreldre som har høyere utdanning, og elever som bodde i lag med begge foreldrene, har mindre frafall i videregående skole. Dermed tyder analysen på at frafall i videregående skole er påvirket av sosiale bakgrunnsfaktorer og skoleferdigheter. Et problem med analysen er at den kun inneholder data for 7 østlandsfylker, og når resultater fra andre analyser finner at de tre nordligste fylkene har høyest frafall er det en svakhet at analysen deres ikke omfatter hele landet.

Byrhagen, Falch og Strøm (2006):

Byrhagen et al.(2006) studerer sannsynligheten for at elever har normal studieprogresjon på tredjeåret i videregående skole. Hovedfunnet i deres analyse er at grunnskolepoeng er den viktigste faktoren for frafall i videregående skole. Når grunnskolepoeng kontrolleres for finner de at familiebakgrunn og studieretning har relativ liten effekt. Videre finner de at flere yrkesfaglige studieretninger har høyt frafall. Dette kan være på grunn av at elevene som starter der har et dårlig utgangspunkt. Resultatene i deres analyse tyder samlet sett på at en del av problemet med at elever ikke gjennomfører videregående opplæring har sammenheng med kunnskapen og ferdighetene de hadde fra grunnskolen. Byrhagen et al. (2006) finner videre at de tre nordligste fylkene Finnmark, Troms og Nordland har betydelig høyere frafall enn de andre fylkene i landet.

Falch, Johannesen og Strøm (2009):

Falch et al, (2009) forsøker i sin analyse å studere kostnadene ved forsinkelse og frafall i videregående opplæring. Studien viser at rundt hver tredje elev har ikke fullført videregående etter fem år, og at yrkesfaglig studieretning har betydelig større frafall enn studieforbereidende studieretning. Rundt halvparten av elevene som starter på yrkesfaglig opplæring faller fra innen 5 år. Videre argumenterer de for at frafall har betydelige negative konsekvenser for samfunnet, gjennom dårligere helse, større sannsynlighet for kriminalitet og rus. De finner at ikke gjennomført videregående opplæring øker sannsynligheten for kriminalitet og fengsling, sammenlignet med fullført videregående opplæring. Det å fullføre videregående opplæring har også en helsegevinst, og medfører redusert risiko for uføretrygding. De som har gjennomført videregående har også økt sysselsetting, og det er positiv sammenheng mellom utdanningsnivået og lønnsnivået. Dette understreker at gjennomføringsgrad har betydelige realøkonomiske virkninger, og motiverer for videre studie av sammenhengen mellom gjennomføringsgrad og konjunkturer.

Borge, Falch og Strøm (2011):

Borge et al. (2011) studerer variasjoner i fullføringsgraden i videregående opplæring. Her fokuseres det på målbare arbeidsmarkedsforhold, elevkarakteristikker og reiseavstanden til videregående skoler. De finner i sine analyser betydelige variasjoner i fylkene, men at fylkene i Nord-Norge har klart lavere fullføringsgrad enn resten av Norge. Her har de brukt et fullt sett av kontrollvariabler, og fant blant annet at en student i Finnmark med samme karakter, arbeidsmarkedsforhold, familiebakgrunn og reiseavstand har 10 prosentpoeng mindre sannsynlighet for å gjennomføre videregående opplæring enn en gjennomsnittselev fra resten av landet. De inkluderer også ledighet i regionene som kontrollvariabel. Her forventer de at sannsynligheten for å fullføre videregående opplæring er større i regioner der arbeidsledigheten er høy, med en liten andel ufaglærte sysselsatte og en liten andel i primærnæringene. Det er også forventet en høy lønnspremie ved å fullføre videregående opplæring. I sine analyser finner de at sannsynligheten for å fullføre varierer inverst med de sysselsatte som kun har grunnskole. Videre finner de at de andre arbeidsmarkedsvariablene har en motsatt effekt enn det de forventet. Sannsynligheten for å fullføre er negativt korrelert med arbeidsledighet og lønnspremie. Disse effektene kan skyldes at tversnittsanalyse av effekten av arbeidsmarkedsforhold er dårlig egnet til å avdekke kausale effekter fra arbeidsmarkedsvariabler. Her er en analyse med paneldata bedre egnet, da den gir mulighet for å kontrollere for observerbare og uobserverbare faktorer som varierer mellom regionene og for uobserverbare variabler som påvirker alle regioner. Paneldata gir også større antall observasjoner og flere frihetsgrader i estimeringene.

3.3. Internasjonale studier

Det finnes en mengde internasjonale studier om sammenhengen mellom gjennomføring og frafall i utdanning, etter obligatorisk skole, og arbeidsmarkedsforhold. Flere studier har dokumentert at jo høyere arbeidsledighetsraten er, og jo lavere lønnsnivået for ufaglært er, jo høyere er tilbøyeligheten til å starte videre utdanning. Høyere arbeidsledighet innebærer en mindre sannsynlighet for å få jobb som ufaglært og dermed høyere tilbøyelighet til å fullføre videregående utdanning. Dette er blant annet dokumentert i Black, McKinnish & Sanders (2005), og Clark (2009).

Duncan (1965):

I Duncan (1965) undersøkes sammenlikninger mellom arbeidsledighet og frafall. Her beregnes kullspesifikke fullføringer av High School for menn, fra 1902 til 1956. Hovedfunnet i denne artikkelen er at en økende nasjonal ledighetsrate reduserer frafallet i High School. Men Duncan (1965) sin analyse har et problem ved at utelatte variabler muligens kan være korrelert med arbeidsledighetsraten, og det kan derfor være et åpent spørsmål om sammenlikningene hun finner kan gis en kausal tolkning.

Rumberger (1983):

Rumberger (1983) studerer i en tverrsnitts-studie beslutningen om å slutte på High School. Han bruker intervjudata og undersøker ulike gruppers begrunnelser for å falle fra. De fleste kvinnene rapporterte giftemål eller graviditet som hovedgrunnen til at de ikke fullførte, mens latinamerikanerne rapporterte økonomiske grunner. Hvite og svarte satte mangel på mulighet eller interesse som hovedgrunn. Men undersøkelsene peker mot familiebakgrunn som hovedgrunn; jo høyere utdanning/inntekt foreldrene hadde jo høyere var fullføringen. Minoriteter som hadde samme familiebakgrunn som hvite hadde samme fullføringsgrad. Rumberger (1983) sitt hovedfunn var at økt arbeidsledighetsrate reduserer sannsynligheten for å falle fra i High School for svarte og latinamerikanske menn, mens sannsynligheten for å slutte for hvite menn øker når arbeidsledigheten øker. Utelatte variabler er et problem i slike tverrsnitts-undersøkelser, fordi det er umulig å kontrollere for uobserverbar heterogenitet.

Rees og Mocan (1997):

I Rees og Mocan (1997) studeres frafallrater i High School i New York for perioden 1978 til 1987. Arbeidsmarkedet kan påvirke utdanningsvalg på to måter. Den første ved at mindre jobbmuligheter gjør det vanskeligere å få jobb som ufaglært, slik at elevene fullfører utdanning og senere kan komme inn på arbeidsmarkedet. Den andre er at tap av jobb for andre i familien, og tap av inntekt, kan tvinge eleven til å slutte for å skaffe seg jobb. Rees og Mocan (1997) finner at økt arbeidsledighetsrate minsker frafallet for elever i High School. De bruker i sin analyse en fixed effects spesifisering for arbeidsledighetsraten, og unngår dermed problemet med uobserverte- og enhetsspesifikke variabler.

Eckstein og Wolpin (1999):

Eckstein og Wolpin (1999) studerer data fra USA, som viser betydningen av motivasjon, forventninger og markedsmuligheter. Hovedresultatet viser at ungdommer som ikke gjennomfører videregående skole har lavere karakterer og motivasjon, og en større sjanse i å jobbe som ufaglært. De har også lavere forventning om belønningen ved å gjennomføre High School. Eckstein og Wolpin finner at familiebakgrunn, som foreldres utdanningsnivå og familieinntekt, har en stor påvirkning på frafall.

Rice (1999):

Rice (1999) sin analyse fra England og Wales har undersøkt hvordan tilbøyeligheten til å gjennomføre High School avhenger av kunnskapsnivået til elevene og arbeidsmarkedssituasjonen. Rice (1999) viser at eksamensresultatene fra grunnskole har klar effekt på tilbøyeligheten til å ta High School. Undersøkelsen viser i tillegg at jo høyere arbeidsledighet er regionalt jo høyere er sannsynligheten for å ta High School. Samtidig er denne effekten sterkest ved lavkonjunkturer. I tillegg til regionale arbeidsmarkedsforshold har familiebakgrunn og individuelle beslutninger stor påvirkning på skoleforhold. Resultatene viser at arbeidsmarkedssituasjonen er viktig, spesielt for unge menn med svakere akademiske kvalifikasjoner.

Card og Lemieux (2000):

Card og Lemieux (2000) studerer i sin analyse fra USA søknadsrater til utdanning. De ser på trender for å gjennomføre utdanning for kohorter av barn født fra 1920 til 1965. Resultatene viser at tidlige kohorter av barn hadde økende søknadsrater og flere som fullførte utdanning ut over obligatorisk skole. Denne trenden stopper for barna som er født etter 1950, men begynner å øke igjen rundt midten av 80-tallet. Deres studie motiveres av humankapitalteorien, med investeringsbeslutning i utdanning. De finner at skolekostnader og lokale arbeidsledighet påvirker utdanningsvalg, og at i 1970 har det vært en periode med lav avkastning ved å ta utdanning.

Black, McKinnish og Sanders (2005):

I Black, McKinnish og Sanders (2005) studeres det om det er en sammenheng mellom å fortsette på High School og situasjonen i det regionale arbeidsmarkedet, målt ved lønn for ufaglærte. I artikkelen analyseres kullsjokket i Appalachia, for tidsrommet 1970-1990, som instrument for relativ lønn for ufaglærte. Artikkelen bruker hovedsakelig lønnsdata som forklaringsvariabel. Forfatterne finner betydelig variasjoner i konjunktorene i kullindustrien, som ga store lønnsvariasjoner til de som arbeidet her. Arbeidskraften i denne næringen besto hovedsakelig av ufaglærte arbeidere, og det var stor variasjon i lønn for disse arbeiderne. Dette resulterte i at det ble skapt betydelige forskjeller i avkastning av å gå videre på High School, i forhold til ikke å fullføre High School, i områder med og uten stor kullindustri. Forfatterne ønsker å estimere sammenhengen mellom endringer i forventa lønn uten High School, og endringer i andelen elever som går videre til High School. På grunn av manglende data er dette imidlertid ikke mulig, og de bruker i stedet total inntekt i fylket delt på antallet arbeidere i fylket som mål på forventa inntekt uten High School. Forfatterne finner i artikkelen at en 10 prosent økning i lønnen til ufaglærte fører til 5–7 prosent reduksjon i andelen som går videre til High School. Deres resultater indikerer at økning i minimumslønn og lønns subsidier kan føre til at flere velger ikke å gjennomføre High School.

Clark (2009):

Clark (2009) konstruerer et 30 års paneldatasett av engelske regioner, og undersøker sammenhengen mellom oppstart på High School og ungdomsledigheten ved å bruke variasjon i ungdommenes arbeidsledighetsrater på tvers av regioner og over tid. For å kontrollere for nasjonale politiske faktorer bruker han en serie tidsdummier. Han baserer modellen på teorier for investering i humankapital, og formulerer en redusert form på utdanningsvalg og arbeidsledighet på individnivå, som aggregeres til regionalt nivå. Han finner at oppstart på High School har en tendens til å øke når arbeidsledigheten ved utgangen av obligatorisk skole stiger, og falle når arbeidsledighetsraten avtar. I analysene hans foreslår han at ungdomsarbeidsmarkedet spiller en større rolle en først antatt. I sin analyse bruker han en ungdomsledighetsrate basert på antallet ungdommer i alderen 18-19 som krever arbeidsledighetstrygd. Hans hovedfunn er at tilbøyeligheten til å ta High School er syklisk. Selv når det kontrolleres for tidligere prestasjoner fra obligatorisk skole. Når arbeidsledigheten er høy er det flere som tar High School og omvendt. Her studeres ikke gjennomføringsgraden i High School, men analysen gir indikasjoner på at det lokale

arbeidsmarkedet har stor påvirkningskraft på utdanningsbeslutningene. Dette tyder på at jo bedre lønn og arbeidsmuligheter man har som ufaglært jo lettere faller man fra videregående opplæring. Det er interessant å undersøke om fullføring i videregående skole i Norge varierer regionalt på samme måte.

3.4 Oppsummering

Jeg har nå presentert resultater fra sentrale norske og internasjonale studier av gjennomføringsgrad og frafall etter grunnskole. Flere hovedtrekk er funnet, blant annet at bedre arbeids- og lønnsmuligheter som ufaglært gjør at færre starter på videre utdanning. Både norske og utenlandske studier finner at gjennomføringsgraden øker jo høyere utdanning foreldrene har og jo bedre grunnskolekarakterer elevene har.

Neste kapittel presenteres det flere modellanalyser med sammenligninger av ulike modellspesifikasjoner.

4 Empiriske tilrettelegging

4.1. Innledning

For å undersøke effekter av arbeidsledigheten på gjennomføringsgraden i videregående opplæring i Norge, for perioden 1997-2008, benytter vi økonometrisk metode, som er tilpasset for analyse av paneldata. Kapitlet presenterer fordeler og ulemper med paneldata, og vi setter opp en stokastisk grunnmodell for studiet av sammenhengen mellom gjennomføringsgrad i videregående opplæring og arbeidsledighet. Videre utdypes restleddsegenskaper og økonometriske metoder for paneldata. Tilslutt diskuterer vi effekten av arbeidsledighet på fullføring.

4.2. Økonometrisk modell

Hensikten med denne analysen er å undersøke om gjennomføringsgraden i videregående skole påvirkes av effektene av regional arbeidsledighet. Jeg tar i oppgaven her utgangspunkt i tidligere studier som har sett på regional arbeidsledighet og gjennomføringsgrad i videregående skole. Deriblant Clark (2009) og Byrhagen et al.(2006).

Disse studiene bidrar til modellformuleringen i denne analysen.

En fordel ved paneldata, i forhold til tidsserie og tverssnittsanalyser, er i følge Baltagi (2001) at paneldata kontrollerer for individuell heterogenitet, og man unngår da risikoen for forventningskjevne estimater. En annen fordel er at paneldata har mer informativ data, med større variasjon og flere frihetsgrader.

I vår modell er variablene på nivåform. Det vil si at de er målt uten noen form for transformasjon. I følge Wooldridge (2009) er bruken av nivåform hensiktsmessig, da den vanligvis brukes ved variabler som er målt i år, som f.eks. utdanning, erfaring, osv. Jeg er i utgangspunktet interessert i å estimere effekten av arbeidsmarkedssituasjonen det året eleven går ut av grunnskolen. Dette er samme type effekt som Clark (2009) studerer i sin analyse. Grunnen til å estimere effekten for år t er fordi eleven ser an arbeidsmarkedet når han vurderer om han skal ta utdanning eller ikke.

Her formulerer vi en stokastisk grunnmodell for studiet om sammenhengen mellom gjennomføringsgraden i videregående opplæring og konjunkturer. Vi formulerer hovedregresjonslikningen som;

$$(4.1) \text{pctgvs}_{it+5} = \beta_1(\text{pctled}_{it}) + \beta_2(\text{kap}_{it}) + \beta_3(\text{lønn}_{it}) + v_{it}$$

Den avhengige variabelen pctgvs_{it} er andelen av kullet, som avsluttet grunnskolen i år t , som har fullført videregående skole 5 år etter, ved region i , i prosent. pctled_{it} er den totale arbeidsledigheten målt i prosent. kap_{it} er kapasitet for å komme inn på første ønsket i studieretning fylkesvis, i prosent, mens lønn_{it} er en lønnsvariabel som måler hva hver person har som inntekt fylkesvis.

Restleddet v_{it} dekomponeres i en regionspesifikk komponent α_i og en idiosynkratisk komponent ε_{it} .

$$v_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

Det idiosynkratiske restleddet ε_{it} fanger opp uobserverbare effekter som varierer mellom regioner og tid, mens det enhetsspesifikke restleddet α_i fanger opp effekter av utelatte variabler som varierer mellom regioner og antas konstant over tid (Wooldridge 2009). Videre inkluderes et sett av tidsdummier i modellen. Disse fanger opp effekten av de variablene som er felles for regionene, og dette gjør at all felles tidsvariasjon i datamaterialet renskes ut. Siden vi bruker en statistisk regresjonsmodell vil forklaringsvariablene ha en rask effekt på den avhengige variabelen. Dermed kan vi tolke koeffisientene som den gjennomsnittlige partielle effekten på avhengig variabel pctgvs_{it} , av en endring i en valgt uavhengigvariabel.

4.3. Restleddsegenskaper og økonometriske utfordringer

I forbindelse med denne analysen vil jeg se nærmere på to estimeringsmetoder som er aktuelle for paneldatasettet:

- Minste kvadraters metode (pooled-MKM).
- Fixed effects (FE).

De forskjellige estimeringsmetodene har forskjellige styrker og svakheter.

Hvilken av metodene man skal velge avhenger av hvilken data som er tilgjengelig og de forutsetningene som passer best til modellen.

Jeg starter med å formulere ett sett med restleddsforutsetninger og diskuterer så om ulike metoder gir konsistente estimater. Restleddsforutsetninger baserer seg hovedsakelig på Wooldridge (2009):

$$(i) E(\varepsilon_{it} | x_{it}) = 0 \quad i = 1, 2, \dots, J \text{ og } t = 1, 2, \dots, T$$

Gitt forklaringsvariablene sier (i) at forventningsverdien til det idiosynkratiske restleddet er lik null. Dette betyr at forklaringsvariablene ikke er korrelert med restledds-komponenten, som varierer over tid ε_{it} . Simultanitet kan gi et brudd på denne forutsetningen. Dette vil gi inkonsistente estimater.

(ii) Ikke perfekt sammenheng. Det er ingen perfekt multikollinearitet mellom forklaringsvariablene. Ved perfekt korrelasjon mellom en eller flere av forklaringsvariablene vil det være umulig å estimere separate effekter.

$$(iii) \text{Var}(\varepsilon_{it} | x_{it}, \alpha_i) = \sigma_\varepsilon^2$$

Variansen til det idiosynkratiske restleddet ε_{it} er konstant for alle i og t , gitt α_i og x_{it} . Restleddet antas dermed homoskedastisk. Ved motsatt tilfelle, der restleddet er heteroskedastisk, vil parameterestimaterne fortsatt være konsistente, men vi får en feilberegning av standardavvikene. Dette gjør at inferens og testing påvirkes.

$$(iv) \text{Cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is} | x_{it}, \alpha_i) = 0$$

Betinget med hensyn på x_{it} og α_i er kovariansen mellom to restledd for samme region med ulik tidsperiode lik null for de idiosynkratiske restleddene. Altså ingen seriekorrelasjon. Ved seriekorrelasjon i restleddet får vi forventningsskjevne estimater. Årsaken til dette kan være feilspesifikasjon av modellen.

(v) Antar videre at ε_{it} er uavhengig og identisk normalfordelt, gitt forklaringsvariablene og det regionspesifikke restleddet. Dermed kan vi ved testing av hypoteser om regresjonskoeffisientene benytte vanlige F- og t-tester, siden disse bygger på normalfordeling.

Minste kvadraters metode (pooled-MKM).

Pooled-MKM skiller seg hovedsakelig fra fixed effects estimering gjennom behandlingen av seriekorrelasjon. Pooled-MKM har i tillegg en antagelse om at det regionspesifikke restleddet i alle perioder er uavhengig av forklaringsvariablene (Wooldridge, 2009).

$$(vi) E(\alpha_i | x_{it}) = 0$$

Gitt alle forklaringsvariablene, x_{it} , er forventningsverdien til den regionspesifikke restleddskomponenten lik null. Det innebærer at den regionspesifikke restleddskomponenten, α_i , forutsettes å være ukorrelert med de inkluderte forklaringsvariablene for at pooled-MKM skal gi forventningsrette estimater. Dersom denne forutsetningen brytes, ved at α_i fanger opp effekten av utelatte variabler, som er korrelert med de inkluderte forklaringsvariablene, x_{it} , vil $E(\alpha_i | x_{it}) \neq 0$. Metoden gir dermed inkonsistente estimater og fixed effects foretrekkes.

$$(vii) Var(\alpha_i | x_{it}) = \sigma_\alpha^2$$

Antar at variansen til den regionspesifikke restleddskomponenten α_i er konstant, gitt alle forklaringsvariablene x_{it} .

En fordel med å anvende pooled-MKM er at denne prosedyren utnytter all variasjon i data, både i tids-dimensjonen og i tverrsnitts-dimensjonen. Dette gir mulighet for å estimere effekten av tverrsnitts-spesifikke variabler som ikke varierer over tid. Denne metoden egner seg om man skal spare frihetsgrader. Et problem med pooled-MKM er at den gir skjeve estimater, dersom forutsetningen om at den regionspesifikke restleddskomponenten er uavhengig av de inkluderte forklaringsvariablene ikke er oppfylt (Beltagi, 2001).

I min analyse kan variabler som alderssammensetning og utdanningsnivå påvirke arbeidsledighetsraten. Vi tar dermed hensyn til dette, på grunn av at pooled MKM kan gi skjeve estimater.

Fixed effects estimering.

Gjennom å bruke estimeringsmetoden fixed effects (FE) løser vi problemet med korrelasjon mellom forklaringsvariablene og det regionspesifikke restleddet. Denne metoden blir også kalt "within groups" transformasjon, og måler variablene som avvik fra sine regionspesifikke

gjennomsnitt, slik at faste effekter transformeres bort (Wooldridge, 2009). Gjennom å transformere på denne måten fjernes innflytelsene fra tidskonstante uobserverbare regionvariabler.

Fixed effects estimering identifiserer altså effektene av forklaringsvariablene gjennom å utnytte tidsvariasjonen i alle variablene innen hver enkelt region. En viktig forutsetning som må gjelde for å oppnå konsistente estimatorene er at dataen er fra et tilfeldig utvalg av populasjonen (Wooldridge, 2009). Datasettet som benyttes i denne analysen består av hele populasjonen av elever i videregående opplæring i perioden 1997-2003, dermed er seleksjonsproblemet ikke relevant her.

Fixed effects-estimeringens styrke er at det kreves mindre for at estimatoren skal være konsistent. Det er tilstrekkelig at $Cov(\varepsilon_{it}, x_{it}) = 0$. (Wooldridge, 2009).

Ulempen med fixed effects estimering er at transformasjonen fjerner mye av variasjonen i data. Den bruker kun variasjon over tid, innen hver region, og fjerner variasjonen i data som skyldes tidskonstante faktorer. Dette gjør at deler av variasjonen mistes i datasettet ved fixed effects estimering, og effekten av variabler som varierer lite i tidsdimensjonen blir upresist estimert (Baltagi, 2001). Dersom det i tillegg er målefeil i data vil dette bli spesielt sjenerende ved fixed effects estimering, og trekker i retning av at estimatoren blir skjevt mot null.

I analysen her kan fixed effects være den riktige metoden, da det er en del tidskonstante regionspesifikke faktorer som kan påvirke arbeidsledighetsraten. Jo flere tidsperioder, og jo større andel det regionspesifikke restleddet er av den totale restleddsvariansen, taler for fixed effects. Mens få tidsperioder og lite restleddsvarians taler for pooled- MKM. Om fixed effects er den riktige metoden vil pooled-MKM gi forventningsskjevne resultat (Wooldridge, 2009).

4.4. Representasjon av ledighetsvariablene

I modellen er jeg spesielt interessert i å estimere effekten av arbeidsledigheten det året eleven går ut av obligatorisk skole. Dette er fordi eleven ser an arbeidsledigheten for det året han går ut av grunnskole, for å vurdere om han skal ta utdanning eller jobbe som ufaglært. Ved lav arbeidsledighet er det bedre sjans for å få jobb uten utdanning. Dette øker kostnaden ved tapt inntekt under utdanning, som igjen øker sjansen for ikke å fullføre utdanningen. Ved en høy arbeidsledighet er det mindre sjans for å få jobb som ufaglært, og kostnaden ved tapt inntekt under utdanningstiden reduseres. Dette vil igjen øke sjansen for å ta utdanning og fullføre.

Grunnmodellen inkluderer arbeidsledighet for dette året (t). Grunnmodell med faste effekter er da:

$$(4.2) \text{pctgvs}_{it+5} = \beta_1(\text{pctled}_{it}) + \beta_2(\text{kap}_{it}) + \beta_3(\text{lønn}_{it}) + v_{it}$$

Et mulig problem er at variabelen arbeidsledighet kan være seriekorrelert, ved at arbeidsledigheten i år t fanger opp eventuelle arbeidsledighetseffekter senere i utdanningsløpet. Lønnsvariabelen er i utgangspunktet ment å representere lønnsnivået for gruppen uten fullført videregående utdanning relativt til de med fullført videregående utdanning. Vi kommer tilbake til operasjonalisering av denne variabelen. Variabelen kapasitet er ment å fange opp at de som kommer inn på høyest prioriterte studieretning har bedre motivasjon og forutsetning for å fullføre. Modellen inkluderer kapasitet for året de starter videregående opplæring år t . Vi vil her foreta en robusthetssjekk ved å estimere modeller der ledigheten og lønnsvariabelen inngår, med 1, 2 og 3 år etter avsluttet grunnskole.

Grunnmodellen med faste effekter utvides til:

$$(4.3) \text{pctgvs}_{it+5} = \beta_1(\text{pctled}_{it}) + \beta_2(\text{pctled}_{it+1}) + \beta_3(\text{pctled}_{it+2}) + \beta_4(\text{pctled}_{it+3}) + \beta_5(\text{kap}_{it}) + \beta_6(\text{lønn}_{it}) + \beta_7(\text{lønn}_{it+1}) + \beta_8(\text{lønn}_{it+2}) + \beta_9(\text{lønn}_{it+3}) + v_{it}$$

Med denne spesifikasjonen kan vi undersøke om effekten av arbeidsledigheten ved avsluttet grunnskole er robust ovenfor inkludering av arbeidsledigheten ved senere tidspunkter. Vi kan se om arbeidsledigheten har påvirkning for fullføring noen år etter de har startet videregående opplæring. Videre testes om variabelen kapasitet er robust. Lønnsvariabelen undersøkes om den er robust ved inkludering av senere tidspunkter.

Resultatene av analysene presenteres i kapittel 6.

4.5. Oppsummering

I kapittelet her har det blitt gjort rede for hva som menes med paneldata, og det er drøftet ulike metoder som kan brukes på denne type data. Styrker og svakheter ved estimeringsmetodene, pooled-MKM og fixed effects metodene er drøftet. Fixed effects estimatoren er sannsynligvis den beste metoden for analysen. Den er konsistent under relativ svake forutsetninger om restleddsegenskapene sammenlignet med pooled MKM. En mulig ulempe med fixed effects metoden er at all tverrsnitts variasjon fjernes, og at identifikasjon av effekten av arbeidsledighet baseres på endringer i variablene innenfor fylkene. Dersom

variasjonen innen fylkene er lav, eller at høyreside variabelen er beheftet med målefeil, kan dette gi uskarpe estimater og skjevhet mot null i estimerte effekter.

Til slutt har vi diskutert arbeidsledighetsvariablene. Her har vi en grunnmodell med ledighet år t , da vi er spesielt interessert i å estimere effekten av arbeidsledighet det året eleven går ut av grunnskolen. Som en robusthetssjekk har vi satt opp modeller der ledigheten inngår i 1, 2 og 3 år etter avsluttet grunnskole i tillegg. Dette fordi ledigheten kan være seriekorrelert, og ledigheten i år t kan fange opp eventuelle ledighetseffekter senere i utdanningsløpet.

5 Presentasjon av datamaterialet

5.1. Innledning

Meningen med denne analysen er å studere om det er noen sammenheng mellom gjennomføringsgrad i videregående opplæring og arbeidsmarkedsforhold. Datamaterialet i denne analysen er basert på tall fra Norsk Samfunnsvitenskapelig Datatjeneste (NSD) sin kommunedatabase, tall fra Statistisk Sentralbyrå (SSB) og Utdanningsdirektoratet (Udir). Her er det naturlig å bruke fylkene i Norge som observasjonsenheter, da fylkene er organisatorisk ansvarlig for videregående opplæring. Perioden som studeres er fra 1997-2008. Siden datamaterialet fra SSB om gjennomføringsgraden i videregående opplæring er fra perioden 1994-2003, og mangler en periode på 2 år (1995 og 1996), har vi et ubalansert paneldatasett. Vi velger å utelukke året 1994 for å få et sammenhengende paneldatasett. Perioden som studeres er da fra 1997-2003 for fullføringsgraden i videregående opplæring.

Datamaterialet gir informasjon om blant annet gjennomføringsgraden i videregående utdanning, i både yrkes- og studieforberedende utdanning. I tillegg gir datasettet informasjon om variabler som arbeidsledighet og lønn fra perioden 1997-2008. I tillegg inkluderes variabelen kapasitet for årene 1997-2003. Med datamaterialet kan vi undersøke utviklingen over tid for den enkelte region, i tillegg til å studere forskjeller mellom regioner i tverrsnitt.

I kapittel 5.2 vil den avhengige variabelen bli presentert på tre forskjellige måter. I grunnmodellen studeres den totale gjennomføringsgraden i videregående skole, mens i den utvidede analysedelen deler vi opp gjennomføringsgraden til to studieretninger. En for yrkesfaglig gjennomføringsgrad og en for studieforberedende gjennomføringsgrad. Dermed kan vi studere om arbeidsmarkedsvariabler og andre variabler har forskjellig effekt på gjennomføringsgraden for elever på ulike studieretninger. I kapittel 5.3 presenteres øvrige kontrollvariabler.

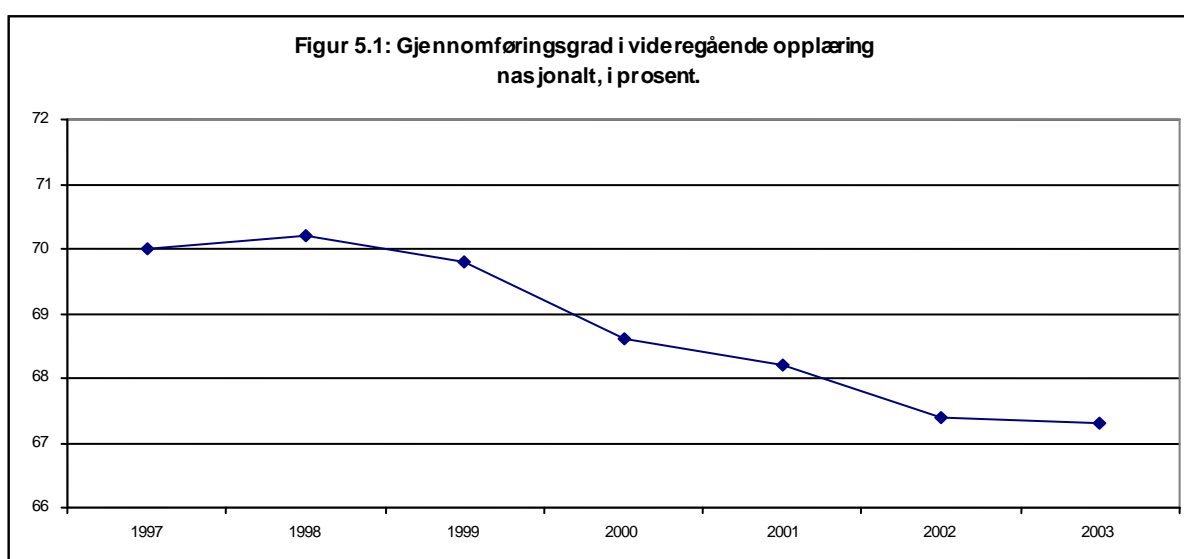
5.2. Avhengig variabel og sentral forklaringsvariabel; definisjoner og deskriptiv statistikk.

Gjennomføringsgrad i videregående opplæring viser til elever som har klart å gjennomføre videregående utdanning over en periode på 5 år for perioden 1997-2003. Variabelen er målt som andel av elevene, som gikk ut grunnskolen i år t , som har fullført videregående opplæring 5 år etter ($t + 5$). Vi benytter altså kullene som gikk ut grunnskolen i årene 1997-2003. Elevene har her en lovfestet rett til videregående opplæring inntil fem år etter grunnskole (Borge et al.2011). Dermed blir det ikke tatt hensyn til at elever med lengre forsinkelser kan fullføre etter fem år. Tidligere studier viser at sannsynligheten for å gjennomføre

videregående opplæring avtar jo lengre eleven har vært ute av skolen (Raaum m fl 2009). Når gjennomføringsgraden blir beregnet etter fem år er de fleste som fullfører videregående skole inkludert (Borge et al.2011. Falch et al, 2009).

Generell gjennomføringsgrad:

Den avhengige variabelen, $pctgvs_{it}$, måler gjennomføringsgraden i videregående opplæring til region i , år t , i prosent. Variabelen viser til elever som har gjennomført videregående opplæring innen 5 år for kullene som gikk ut grunnskolen i årene 1997-2003.



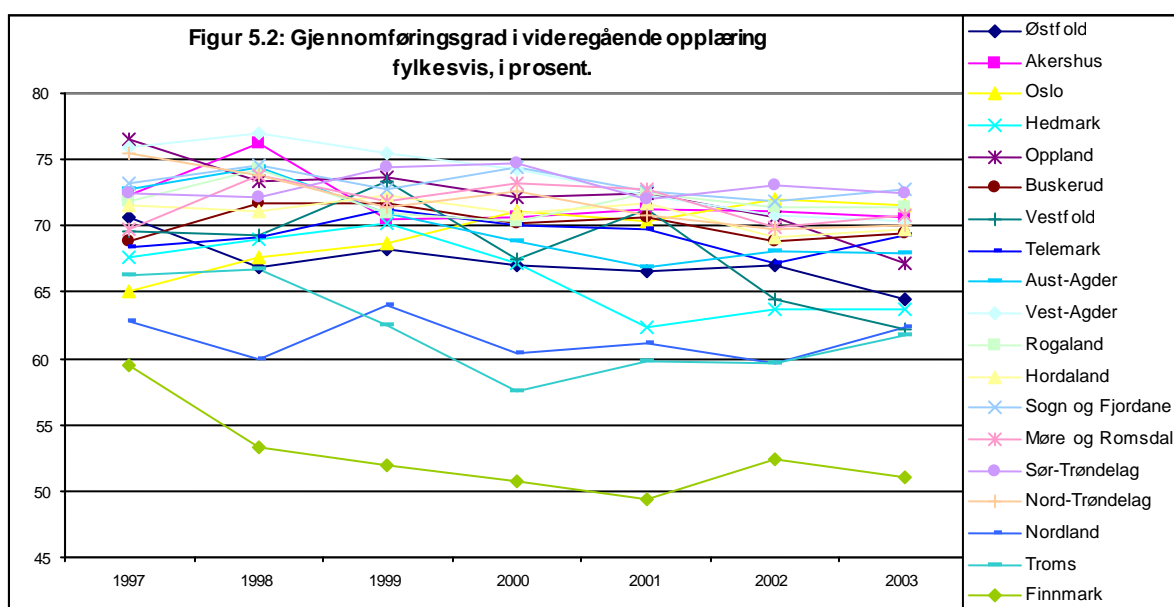
Figur 5.1 viser den avhengige variabelen på nasjonalt nivå fra tidsperioden 1997 til 2003. Vi kan fra figuren se at vi har en svak økning av antall studenter som gjennomfører videregående opplæring fra 1997 til 1998. Videre reduseres gjennomføringsgraden fram til 2002, der den har en utflating.

Gjennomsnittsverdien på landsbasis i en syvårsperiode ligger på 68,8 prosent. Vi skal nå se nærmere på en tabell og figur, der gjennomføringsgraden i videregående opplæring er delt opp fylkesvis. Dette for å se om det er noen fylker som skiller seg ut.

Tabell 5.1: Total gjennomføringsgrad i vgo i prosent.

Fylke	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	Gj.snitt år
Østfold	70.6	66.9	68.2	67.0	66.5	67.0	64.4	67.2
Akershus	72.4	76.3	70.4	70.6	71.2	71.1	70.7	71.8
Oslo	65.1	67.7	68.7	71.1	70.3	72.0	71.6	69.5
Hedmark	67.6	69.0	70.1	67.1	62.3	63.8	63.7	66.2
Oppland	76.5	73.4	73.7	72.1	72.5	70.6	67.2	72.3
Buskerud	68.8	71.6	71.7	70.2	70.7	68.9	69.5	70.2
Vestfold	69.6	69.3	73.3	67.4	71.2	64.5	62.3	68.2
Telemark	68.4	69.1	71.2	70.1	69.7	67.2	69.4	69.3
Aust-Agder	72.7	74.4	70.9	68.9	66.9	68.0	67.9	70.0
Vest-Agder	75.9	77.0	75.5	74.3	72.2	70.8	70.3	73.7
Rogaland	71.8	74.3	71.0	70.4	72.5	71.3	71.5	71.8
Hordaland	71.5	71.2	72.4	71.0	71.7	69.1	69.8	71.0
Sogn og Fjordane	73.1	74.6	72.8	74.4	72.7	71.9	72.7	73.2
Møre og Romsdal	69.8	73.9	71.9	73.2	72.8	69.9	70.9	71.8
Sør-Trøndelag	72.5	72.2	74.4	74.7	72.0	73.1	72.4	73.0
Nord-Trøndelag	75.5	73.8	71.5	72.7	70.8	69.7	70.0	72.0
Nordland	62.7	59.9	64.0	60.4	61.1	59.6	62.4	61.4
Troms	66.2	66.7	62.5	57.5	59.9	59.6	61.7	62.0
Finnmark	59.4	53.4	51.9	50.8	49.4	52.5	51.0	52.6
Gjennomsnitt nasjonalt	70.0	70.2	69.8	68.6	68.2	67.4	67.3	68.8

Tabell 5.1 og figur 5.2 viser den fylkesvise gjennomføringsgraden i videregående opplæring. I figuren er det flere fylker som skiller seg ut. Blant annet har Finnmark, Nordland og Troms det høyeste frafallet i videregående opplæring, mens Vest-Agder, Sør-Trøndelag, Akershus og Oppland har den høyeste prosentvise gjennomføringsgraden i videregående opplæring. Vi ser i figuren at Finnmark hadde en gjennomføringsgrad på 59,4 prosent i 1997, mens bare 49,4 prosent gjennomførte i 2001. Oppland hadde den høyeste gjennomføringsgraden på 76 prosent i 1997. Vi ser videre at Finnmark har lavest gjennomsnitt per år, med bare 52,6 %, mens Vest-Agder har den høyeste gjennomsnittet per år, med 73,7 prosent.



Tabell 5.2: Deskriptiv statistikk for gjennomføringsgrad av vgo.

	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Maks
Fullført vgo	68.80296	5.530984	49.38133	77.00332

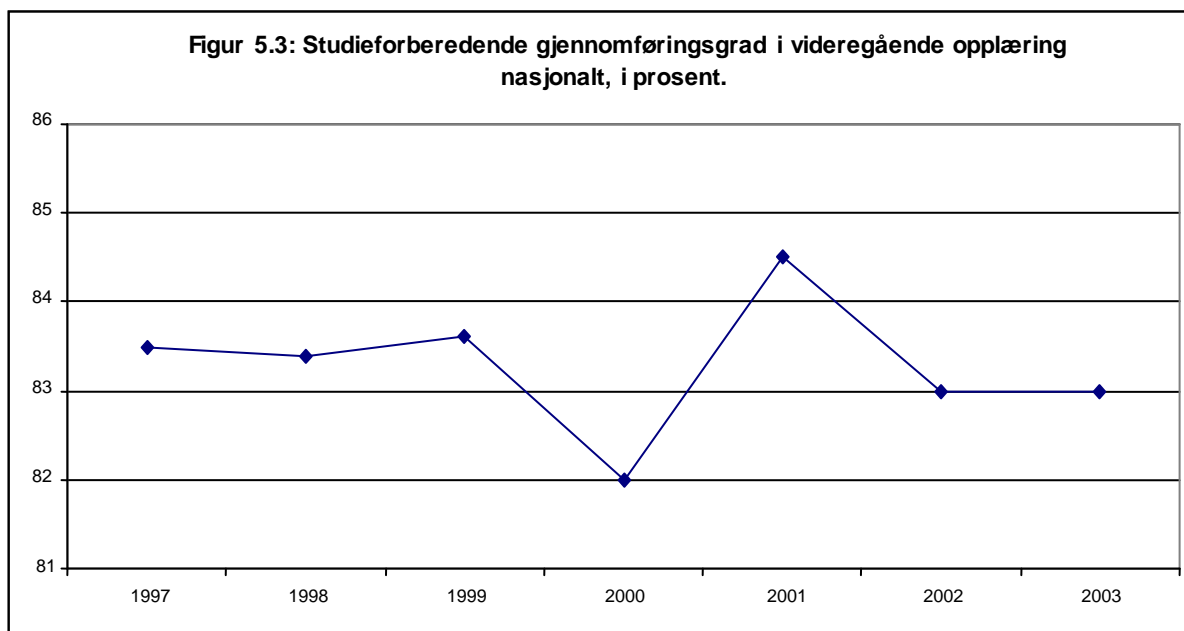
Deskriptiv statistikk for gjennomføringsgrad i videregående opplæring presenteres i tabell 5.2. Den totale gjennomføringsgraden i videregående opplæring har en maksimum og minimumsverdi på 77 % og 49,38 %. Tabellen viser også at gjennomsnittlig 68,8 % fullfører videregående opplæring innen fem år.

Fullføring etter studieprogram

Vi vil også undersøke nærmere gjennomføringsgraden til to studieretninger, en for de som starter på studieforberevende og en for de som starter på yrkesfag. Dermed kan vi se om arbeidsmarkedsvARIABLE, og andre variabler, har forskjellig effekt på gjennomføringsgraden for elever på ulike studieretninger.

Gjennomføringsgrad på studieforberevende:

Figur og tabell 5.3 viser utviklingen av fullføring i studieforberevende studieretning. Den viser elever som har studert studieforberevende og som har gjennomført utdannelsen innen fem år.

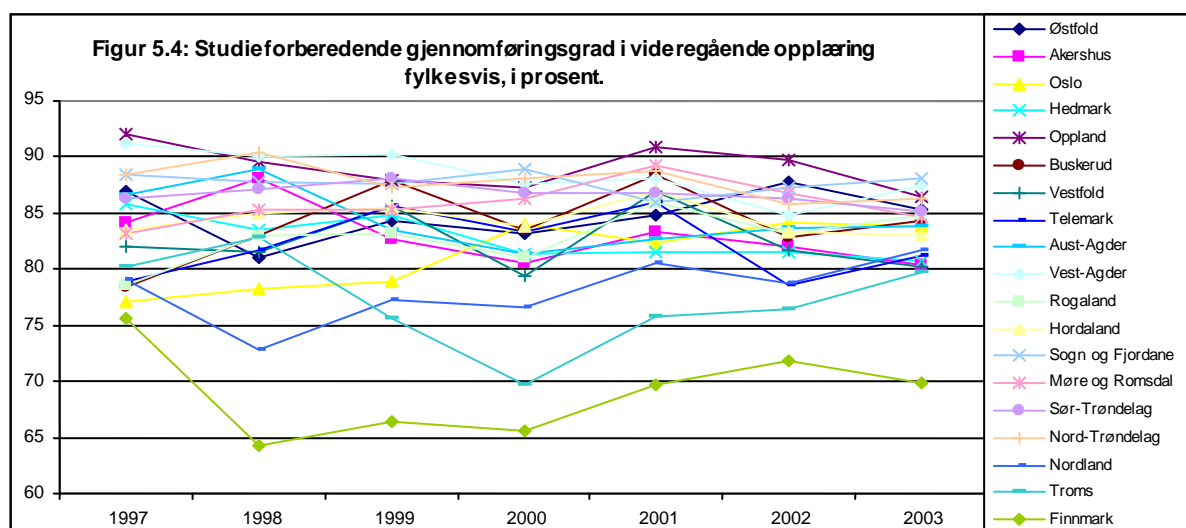


Figur 5.3 viser den nasjonale gjennomføringsgraden for studieforberevende fag. Figuren viser at i 1997 var gjennomføringsgraden på ca. 83,5 prosent, og holdt seg stabil fram til 1999. Fra 1999 økte frafallet med 1,5 prosent, til år 2000, før gjennomføringsgraden økte igjen med 2,5

prosent i 2001. Deretter var det en nedgang i gjennomføringsgraden, før den flatet ut i 2002. Det nasjonale gjennomsnittet var 83,3 prosent for hele perioden.

Tabell 5.3: Studieforbereidende gjennomføringsgrad i vgo i prosent.

Fylke	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	Gj.snitt år
Østfold	86.9	81.0	84.2	83.2	84.8	87.7	85.3	84.7
Akershus	84.2	88.1	82.7	80.5	83.4	82.1	80.3	83.0
Oslo	77.0	78.2	78.9	83.9	82.3	84.1	83.8	81.2
Hedmark	85.8	83.5	84.8	81.4	81.5	81.5	80.7	82.7
Oppland	92.0	89.7	88.0	87.2	90.9	89.7	86.5	89.1
Buskerud	78.4	83.0	87.9	83.5	88.4	82.8	84.3	84.0
Vestfold	82.0	81.5	85.7	79.4	86.9	81.6	80.2	82.5
Telemark	78.9	81.6	85.6	83.3	86.0	78.6	81.2	82.2
Aust-Agder	86.6	89.0	83.5	81.4	82.6	83.6	83.8	84.4
Vest-Agder	91.2	90.1	90.2	87.6	88.1	84.8	87.4	88.5
Rogaland	78.5	83.1	83.1	81.0	85.9	83.2	84.8	82.8
Hordaland	83.5	85.0	85.4	83.8	87.0	83.3	82.9	84.4
Sogn og Fjordane	88.5	87.8	87.6	88.9	86.0	87.3	88.1	87.7
Møre og Romsdal	83.3	85.3	85.3	86.2	89.2	86.8	84.7	85.8
Sør-Trøndelag	86.3	87.1	88.1	86.9	86.8	86.2	85.2	86.7
Nord-Trøndelag	88.4	90.3	87.3	88.1	88.8	85.8	86.4	87.9
Nordland	79.1	72.8	77.3	76.6	80.5	78.7	81.8	78.1
Troms	80.2	82.9	75.6	69.7	75.8	76.4	79.7	77.2
Finnmark	75.6	64.3	66.4	65.5	69.7	71.9	69.9	69.0
Gjennomsnitt nasjonalt	83.5	83.4	83.6	82.0	84.5	83.0	83.0	83.3



Figur 5.4 viser gjennomføringsgraden i studieforbereidende delt opp fylkesvis. Fra figuren ser vi at fylkene har stor spredning, men at enkelte fylker skiller seg ut. De fylkene som skiller seg ut er igjen Finnmark, Troms og Nordland, med høyest frafall i studieforbereidende gjennomføringsgrad. Finnmark har en gjennomsnittlig årlig gjennomføringsgrad på 69 prosent. Fra figuren ser vi at i 1997 ligger den på 75,6 prosent, og avtar til 64,3 prosent i 1998. Den har videre en ganske jevn økning til 2002, der den ligger på 71,9 prosent, for så å

avta litt igjen. Dette er fylket med høyest frafall. Videre kan vi se at Oppland, Vest-Agder, Nord- og Sør-Trøndelag og Sogn og Fjordane er de fylkene med lavest frafall. De har års-gjennomsnitt fra 89,1 til 86,7 prosent på gjennomføringsgrad blant studieforbredende fag.

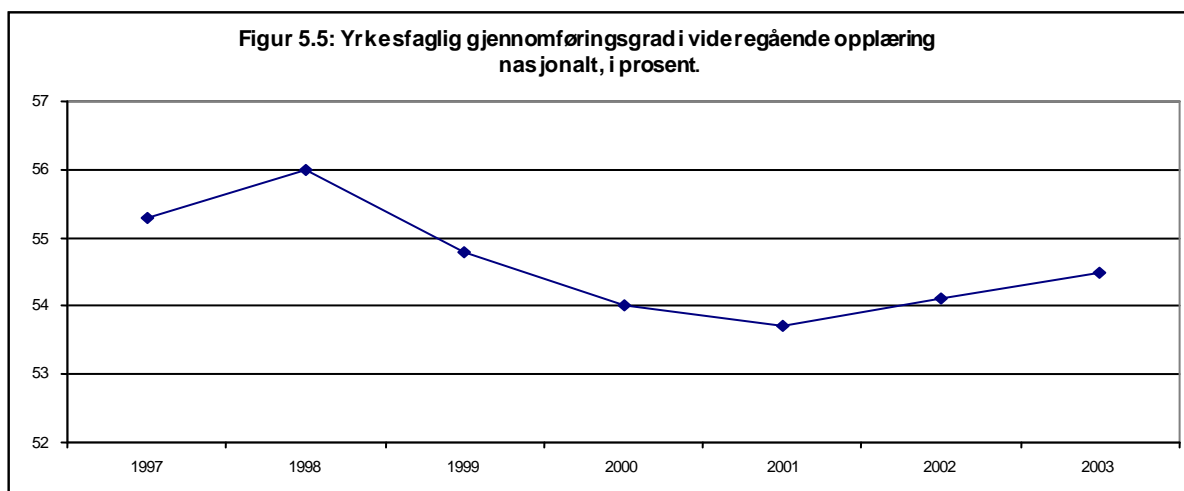
Tabell 5.4: Deskriptiv statistikk for gjennomføringsgrad på studieforbredende.

	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Maks
Fullført studieforbredende	83.2649	5.185744	64.32161	91.99219

Deskriptiv statistikk for studieforbredende presenteres i tabell 5.4. Studieforbredende har som forventet en noe høyere fullføring, med maksimumsverdi på 91,99 % og minimumsverdi på 64,32.

Gjennomføringsgrad på yrkesfag:

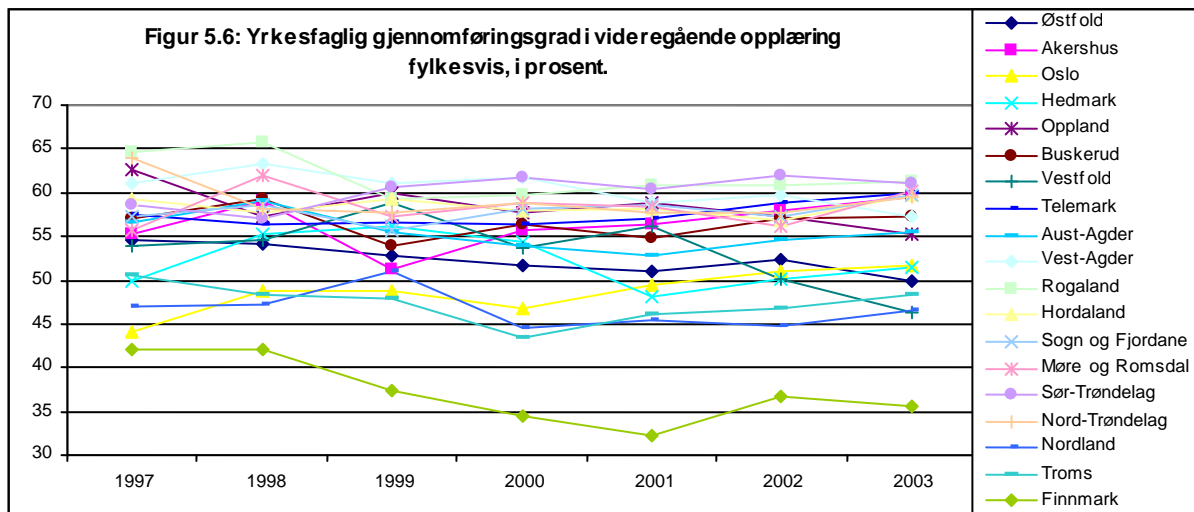
Figur og tabell 5.5 viser utviklingen i yrkesfag, både nasjonalt og fylkesvis, i prosent. Her er elever som har startet yrkesfaglig studieretning, og som har gjennomført utdannelsen innen fem år.



Figur 5.5 viser den gjennomføringsgraden på yrkesfag nasjonalt. Fra figuren kan vi se at gjennomføringsgraden i yrkesfaglig studieretning er betydelig lavere enn studieforbredende gjennomføringsgrad. Figuren og tabell 5.5 viser at før 1997-kullet gjennomførte 55,3 prosent yrkesfaglig studieretning, mens 83,5 prosent fullførte i studieforbredende studieretning. Videre øker gjennomføringsgraden til 56 prosent i 1998, før den så avtar til 53,7 prosent fram mot 2001.

Tabell 5.5: Yrkesfaglig gjennomføringsgrad i vgo i prosent.

Fylke	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	Gj.snitt år
Østfold	54.5	54.1	52.7	51.7	50.9	52.4	49.9	52.3
Akershus	55.3	59.0	51.2	55.7	56.4	58.0	59.5	56.4
Oslo	44.1	48.7	48.8	46.8	49.5	51.1	51.6	48.7
Hedmark	50.0	55.4	56.1	54.4	48.1	50.2	51.5	52.2
Oppland	62.6	57.2	60.0	57.6	58.8	57.3	55.2	58.4
Buskerud	57.1	59.4	54.0	56.3	54.8	57.0	57.2	56.5
Vestfold	53.8	54.7	58.7	53.6	56.1	50.2	46.3	53.3
Telemark	57.4	56.3	56.6	56.3	57.1	58.7	60.0	57.5
Aust-Agder	56.7	59.0	55.5	53.9	52.7	54.5	55.5	55.4
Vest-Agder	61.1	63.3	61.0	61.8	58.8	59.6	57.3	60.4
Rogaland	64.6	65.8	59.2	59.7	60.9	60.9	61.2	61.8
Hordaland	59.3	57.8	59.2	57.9	58.1	56.9	59.8	58.4
Sogn og Fjordane	57.2	58.7	55.7	58.1	58.5	57.2	59.6	57.9
Møre og Romsdal	55.6	61.9	57.2	58.9	58.4	56.2	60.2	58.3
Sør-Trøndelag	58.6	57.1	60.6	61.8	60.3	62.0	61.1	60.2
Nord-Trøndelag	64.0	58.2	57.7	58.8	57.8	57.7	59.5	59.1
Nordland	46.9	47.1	51.1	44.5	45.5	44.8	46.6	46.6
Troms	50.5	48.4	47.9	43.3	46.2	46.7	48.4	47.3
Finmark	42.1	42.2	37.4	34.4	32.3	36.7	35.6	37.2
Gjennomsnitt nasjonalt	55.3	56.0	54.8	54.0	53.7	54.1	54.5	54.6



Figur 5.6 viser utviklingen av gjennomføringsgraden på yrkesfag fylkesvis. Igjen skiller Finnmark seg ut ved å ha den laveste gjennomføringsgraden i yrkesfaglig studieretning. Vi ser at Finnmark har sin høyeste fullføringsrate i 1998, med 42,2 prosent. Deretter avtar gjennomføringsgraden til sitt laveste, på 32,3 prosent i 2001, før den igjen øker. Finnmark har også det laveste årsgjennomsnittet blant fylkene, med bare 37,2 prosent.

De fylkene med høyest yrkesfaglig fullføringsgrad er Rogaland, Vest-Agder og Sør-Trøndelag, med et årsgjennomsnitt fra 61,8 til 60,2 prosent som fullfører.

Tabell 5.6: Deskriptiv statistikk for gjennomføringsgrad på yrkesfag.

	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Maks
Fullført yrkesfag	54.63627	6.364216	32.29814	65.75891

Deskriptiv statistikk for yrkesfaglig gjennomføringsgrad presenteres i tabell 5.6. Variabelen har en maksimumsverdi på 65,76 % og minimumsverdi på bare 32,30 %. Gjennomsnittlig fullfører bare 54,6 % sin yrkesfaglige utdanning innen fem år.

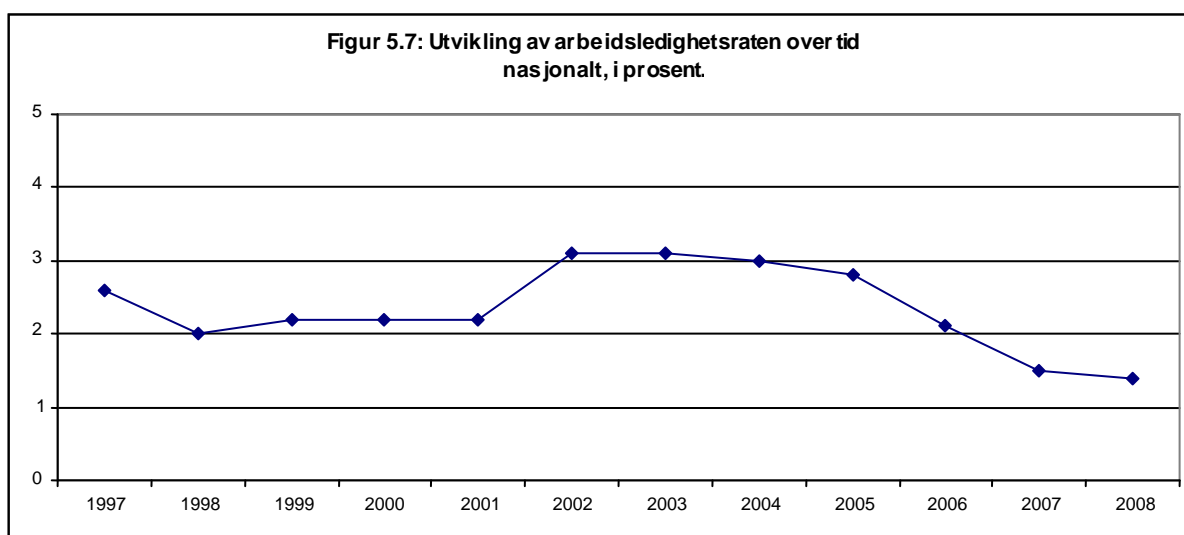
Om vi sammenligner den deskriptive statistikken for generell fullføring og fullføring etter studieretningene ser vi at studieforbereidende har, som forventet, høyest fullføringsverdier. Generell fullføring har et gjennomsnitt på 68,8 %, mens de laveste verdiene har yrkesfaglig fullføring.

Arbeidsledighetsvariabler.

Jeg benytter to ulike mål på arbeidsledigheten i denne analysen: Generell ledighetsrate og ungdomsledigheten. Den generelle arbeidsledighetsraten er målt som årsgjennomsnittet av den prosentvise andelen registrerte arbeidsledige av befolkningen i aldersgruppen 16-66 år. For å kunne måle arbeidsledigheten blant ungdom bruker vi antallet arbeidsledige i alderen 19-24 år i prosent.

Generell arbeidsledighet.

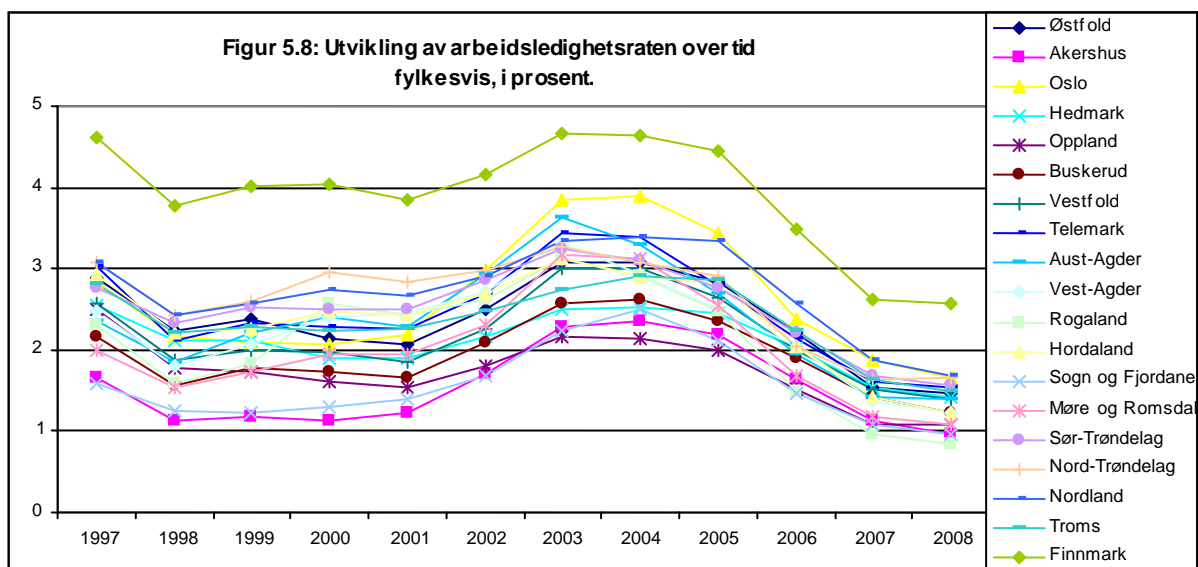
Den generelle arbeidsledighetsraten, som er prosentandelen registrerte ledige av befolkningen 16-66 år, er hentet fra NSDs kommunedatabase. Fra figur 5.7 ser vi at på nasjonalt nivå var det en reduksjon av arbeidsledighetsraten fra 1997 til 1998. Så kommer det en utflating av ledigheten, før den øker i 2002 til 2004, for så å reduseres igjen. Gjennomsnittet nasjonalt er på 2.4 prosent.



Tabell 5.7: Arbeidsledighet i prosent, fylkesvis og nasjonalt.

Fylke	97	98	99	00	01	02	03	04	05	06	07	08	Gj.snitt år
Østfold	2.9	2.2	2.4	2.1	2.1	2.5	3.1	3.1	2.8	2.2	1.5	1.5	2.4
Akershus	1.6	1.1	1.2	1.1	1.2	1.7	2.3	2.4	2.2	1.6	1.1	1.0	1.5
Oslo	2.8	2.2	2.1	2.1	2.2	3.0	3.9	3.9	3.4	2.4	1.9	1.7	2.6
Hedmark	2.6	2.1	2.1	1.9	1.9	2.2	2.5	2.5	2.5	2.0	1.5	1.4	2.1
Oppland	2.5	1.8	1.7	1.6	1.5	1.8	2.2	2.1	2.0	1.5	1.1	1.1	1.7
Buskerud	2.2	1.6	1.8	1.7	1.7	2.1	2.6	2.6	2.4	1.9	1.4	1.2	1.9
Vestfold	2.6	1.9	2.0	2.0	1.8	2.3	3.0	3.0	2.6	2.0	1.5	1.4	2.2
Telemark	3.0	2.1	2.3	2.3	2.2	2.7	3.4	3.4	2.8	2.1	1.6	1.5	2.5
Aust-Agder	2.3	1.9	2.2	2.4	2.3	2.9	3.6	3.3	2.7	2.0	1.4	1.4	2.4
Vest-Agder	2.5	1.8	2.1	2.4	2.5	2.7	3.3	2.9	2.5	2.0	1.4	1.2	2.3
Rogaland	2.3	1.6	1.8	2.6	2.4	2.6	3.1	2.9	2.5	1.5	1.0	0.8	2.1
Hordaland	2.9	2.2	2.3	2.5	2.4	2.7	3.1	2.9	2.8	2.0	1.4	1.2	2.4
Sogn og Fjordane	1.6	1.3	1.2	1.3	1.4	1.7	2.2	2.5	2.1	1.5	1.1	1.0	1.6
Møre og Romsdal	2.0	1.5	1.7	1.9	1.9	2.3	3.2	3.1	2.6	1.7	1.2	1.1	2.0
Sør-Trøndelag	2.8	2.3	2.5	2.5	2.5	2.9	3.3	3.1	2.8	2.2	1.7	1.6	2.5
Nord-Trøndelag	3.1	2.4	2.6	3.0	2.8	3.0	3.3	3.1	2.9	2.1	1.6	1.7	2.6
Nordland	3.1	2.4	2.6	2.8	2.7	2.9	3.3	3.4	3.3	2.6	1.9	1.7	2.7
Troms	2.8	2.2	2.3	2.2	2.3	2.5	2.7	2.9	2.9	2.2	1.6	1.5	2.3
Finnmark	4.6	3.8	4.0	4.0	3.8	4.1	4.7	4.6	4.5	3.5	2.6	2.6	3.9
Gj.snitt nasjonalt	2.6	2.0	2.2	2.2	2.2	3.1	3.1	3.0	2.8	2.1	1.5	1.4	2.4

I figur 5.8 ser vi at utviklingen på arbeidsledighetsraten fylkesvis er ganske lik den nasjonale utviklingen av ledighetsraten. Fylket som skiller seg ut er Finnmark, som er det fylket med høyest prosentvis arbeidsledighet med 3,9 % som årsgjennomsnitt. Oslo, Telemark, Nord-Trøndelag og Nordland har også relativ høy ledighet i følge figuren. I figuren ser vi at Akershus og Sogn og Fjordane er fylkene med den laveste arbeidsledigheten. Vi ser at fra 1997 til 1998 har alle fylkene en nedgang i ledighetsraten, for deretter å øke igjen til rundt 2003-2004. Fra 2004 og utover reduseres arbeidsledighetsraten.



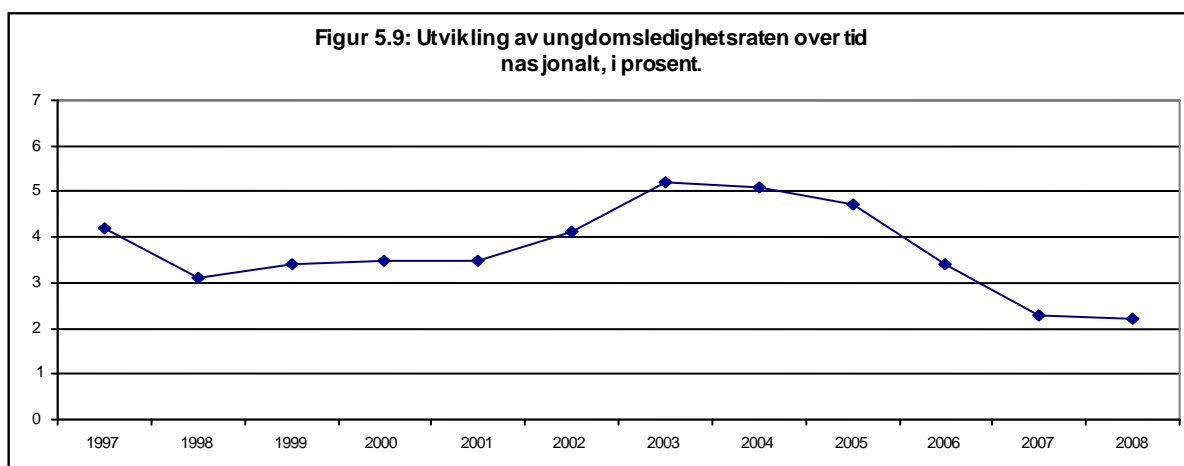
Deskriptiv statistikk for arbeidsledighetsraten presenteres i tabell 5.8. Det er små variasjoner mellom variablene. Her har ledighetsraten minimum og maksimumsverdi på 0,84 og 4,66 prosent, og gjennomsnittsverdi på 2,3 prosent. I appendiks 1 presenteres deskriptiv statistikk, innen og mellom fylker, for arbeidsledighet.

Tabell 5.8: Deskriptiv statistikk for arbeidsledighetsraten.

	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Maks
Arbeidsledighet, år t	2.302109	0.748032	0.841967	4.65915

Ungdomsledighet

Siden analysen tar for seg gjennomføringsgraden i videregående skole er det hensiktsmessig å studere arbeidsledighetsraten for aldersgruppen 19-24 år. Begrunnelsen for å bruke en aldersspesifikk ledighetsrate er at beslutningstakerne vektlegger arbeidsledighet blant ungdom mer enn ledighet blant eldre, når de tar sine valg om å gjennomføre videregående opplæring eller ikke. Den aldersspesifikke ledighetsraten er hentet fra NSDs kommunedatabase. Den viser antall registrerte ledige i alderen 19-24 år, dividert med befolkningstall for aldersgruppen 19-24 år, oppgitt i prosent.

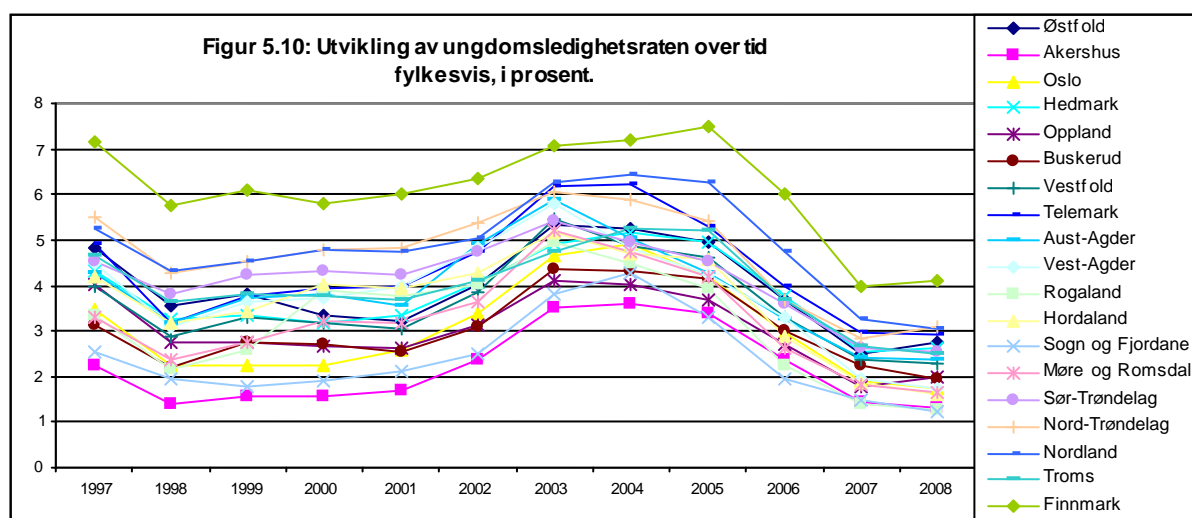


I tabell 5.9 ser vi at ungdomsledigheten har en gjennomsnittsrate på 3,7 % på landsbasis. Fra figur 5.9 ser vi at den avtar fra 1997 til 1998. Den øker så fram til 2004, hvorpå arbeidsledigheten igjen faller. Ved å sammenligne figur 5.9 med figur 5.7 ser vi en nesten helt lik kurve, men kurven med ungdomsledighet har betydelig større prosent med ledige enn den totale arbeidsledighetsraten. Vi ser at ungdomsledighetsraten er omtrent dobbelt så høy som den generelle arbeidsledigheten. Videre ser vi at kurvene er veldig like, med samme økninger og nedganger.

Tabell 5.9: Ungdomsledighet i prosent, fylkesvis og nasjonalt.

Fylke	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Gj.snitt år
Østfold	4.8	3.6	3.8	3.3	3.2	4.0	5.3	5.3	4.9	3.7	2.5	2.7	3.9
Akershus	2.2	1.4	1.6	1.6	1.7	2.4	3.5	3.6	3.4	2.4	1.5	1.3	2.2
Oslo	3.5	2.2	2.2	2.3	2.6	3.4	4.7	4.9	4.2	3.0	1.9	1.7	3.1
Hedmark	4.3	3.2	3.3	3.2	3.4	4.1	4.9	5.2	4.9	3.8	2.5	2.6	3.8
Oppland	4.0	2.7	2.8	2.7	2.6	3.2	4.1	4.0	3.7	2.7	1.8	2.0	3.0
Buskerud	3.1	2.2	2.7	2.7	2.5	3.1	4.4	4.3	4.2	3.0	2.2	1.9	3.0
Vestfold	4.0	2.9	3.3	3.2	3.0	3.9	5.5	4.9	4.6	3.3	2.4	2.3	3.6
Telemark	4.9	3.2	3.8	3.9	4.0	4.7	6.2	6.2	5.3	4.0	3.0	2.9	4.3
Aust-Agder	4.3	3.2	3.7	3.8	3.5	4.9	5.9	5.0	4.3	3.3	2.4	2.4	3.9
Vest-Agder	4.5	3.1	3.6	3.7	4.0	4.8	5.8	4.8	4.2	3.3	1.9	1.7	3.9
Rogaland	3.4	2.2	2.6	3.9	3.8	4.0	4.9	4.5	3.9	2.3	1.4	1.3	3.2
Hordaland	4.2	3.2	3.4	4.0	3.9	4.3	5.2	4.7	4.6	2.9	1.9	1.6	3.7
Sogn og Fjordane	2.5	1.9	1.8	1.9	2.1	2.5	3.8	4.3	3.3	2.0	1.5	1.2	2.4
Møre og Romsdal	3.3	2.4	2.8	3.2	3.2	3.6	5.2	4.7	4.2	2.6	1.8	1.7	3.2
Sør-Trøndelag	4.5	3.8	4.3	4.3	4.2	4.7	5.4	5.0	4.5	3.6	2.6	2.5	4.1
Nord-Trøndelag	5.5	4.3	4.5	4.8	4.8	5.4	6.1	5.9	5.4	3.7	2.8	3.1	4.7
Nordland	5.3	4.3	4.5	4.8	4.7	5.1	6.2	6.4	6.3	4.8	3.3	3.0	4.9
Troms	4.7	3.6	3.8	3.8	3.7	4.1	4.7	5.3	5.2	3.7	2.6	2.5	4.0
Finnmark	7.1	5.8	6.1	5.8	6.0	6.4	7.1	7.2	7.5	6.0	4.0	4.1	6.1
Gj.snitt nasjonalt	4.2	3.1	3.4	3.5	3.5	4.1	5.2	5.1	4.7	3.4	2.3	2.2	3.7

Figur 5.10 viser ungdomsledighet på fylkesnivå. Figuren viser at utviklingen er lik den for hele landet. Finnmark har igjen høyest ungdomsledighet, med 6,1 % gjennomsnitt per år. Deretter følger Nordland, Telemark og Nord-Trøndelag, mens Akershus og Sogn og Fjordane har lavest arbeidsledighet. Figuren viser at det er stor spredning mellom fylkene, fra 3,9 prosent i Finnmark, som har høyest ledighet, til Akershus, som har lavest gjennomsnittlige ledighet med 2,2 %.



Deskriptiv statistikk for ungdomsledighetsraten presenteres i tabell 5.10. Her har den en minimumsverdi på 1,22 prosent og en maksimumsverdi på 7,47 prosent. Vi ser her at ungdomsledigheten har betydelig høyere verdier enn den generelle arbeidsledighetsraten. I appendiks 1 presenteres deskriptiv statistikk, innen og mellom fylker, for ungdomsledighet.

Tabell 5.10: Deskriptiv statistikk for ungdomsledighetsrate.

	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Maks
Ungdomsledighet, år <i>t</i>	3.730592	1.310585	1.216295	7.471537

Clark (2009) nevner problemet med at ”unge arbeidsledige”raten muligens kan være vanskelig å tolke. Bruk av arbeidsledighetsrater for ungdom introduserer potensielt et simultanitetsproblem, ved at flere ungdommer går skole som igjen gir høyere fullføring, hvilket innebærer at færre registreres som ledige. Dette har han håndtert økonometrisk ved å bruke nøyaktige mål på ungdomsledighet i tillegg til å kontrollere for variabler gjennom en serie av tidsdummier.

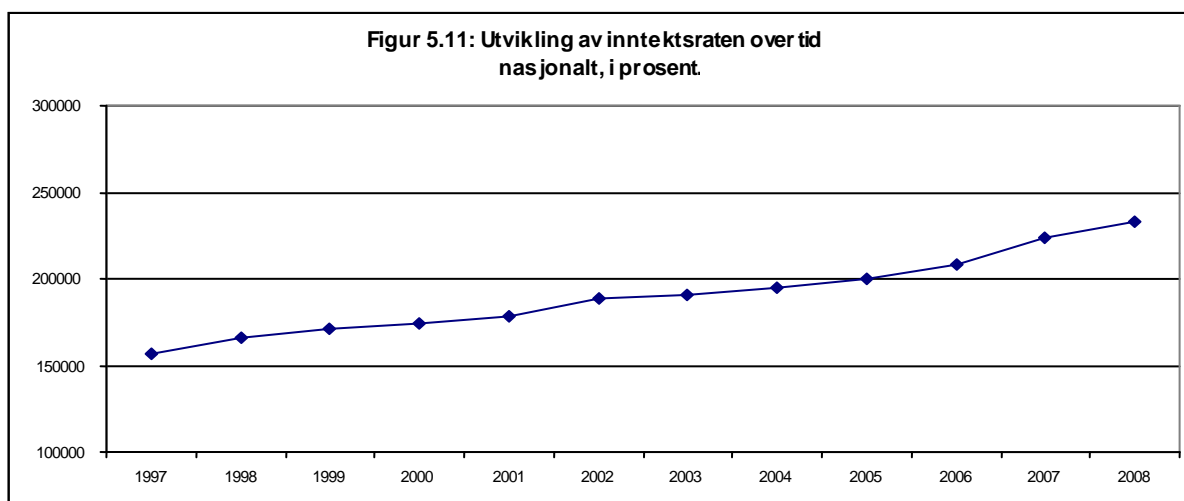
5.3. Presentasjon av øvrige kontrollvariabler; definisjoner og deskriptiv statistikk

Uavhengige variabler.

Kapasitet brukes som en kontrollvariabel. Kapasiteten er målt som andelen som får første ønske innfridd. Denne variabelen er ment å fange opp at elever som kommer inn på sin prioriterte studieretning sannsynligvis er mer motivert, og har bedre forutsetninger for å fullføre, enn elever som kommer inn på f.eks. 3. prioriterte studieretning.

Lønnsvariabel.

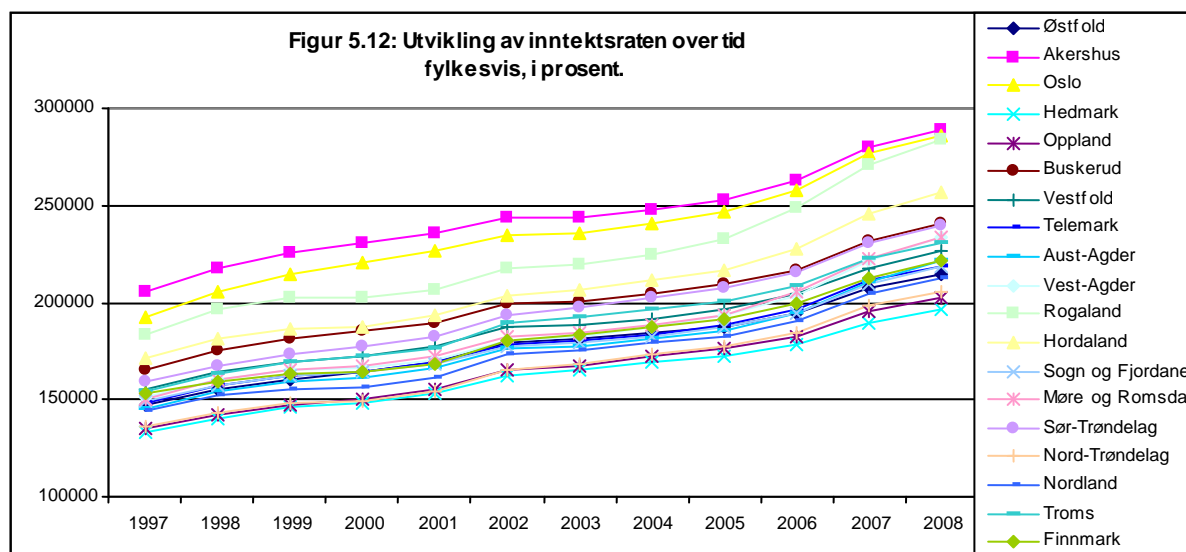
Data om lønnsvariabelen er hentet fra SSB, og viser gjennomsnittlig lønn per innbygger i fylkene fra 1997-2008. Den ideelle løsningen for lønnsvariabelen ville vært å ha opplysninger om lønnsforskjeller mellom arbeidstakere med og uten fullført videregående opplæring. Den begrensede tilgjengeligheten på data gjør at vi legger inn generell inntektsutvikling for å fange opp noe av effekten. Lønnsinntekten per innbygger er da en mulig kontrollvariabel, selv om den blir vanskelig å tolke. Inntektsraten er i kurvene deflatert med konsumprisindeksen, med 2008 som basisår.



Tabell 5.11: Regionalt lønnsnivå, fylkesvis og nasjonalt.

Fylke	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Østfold	147015	155106	160764	164522	169418	179227	181813	184922	187698	194534	207485	214400
Akershus	205418	217641	225623	230798	235215	243964	243799	248156	252938	262620	279622	288700
Oslo	192454	205085	214432	220880	226495	235131	235287	240876	246628	257809	276404	286000
Hedmark	133170	140703	145963	148537	152884	162344	165116	168950	172083	178009	189528	196900
Oppland	134932	142427	147407	150637	155489	165363	167298	172753	176575	182820	195029	202300
Buskerud	165518	175664	181822	185058	189690	199688	200692	205022	209195	216811	231565	240700
Vestfold	154819	164215	169669	172107	176893	187501	188688	191875	196040	204156	217864	226300
Telemark	148022	157445	162088	164406	168965	178780	180066	183509	188340	195998	211118	218900
Aust-Agder	145379	154121	159079	161372	166134	175985	177229	181010	185773	194847	211014	222100
Vest-Agder	151421	160399	164976	166506	170437	180122	182467	187203	193580	203633	221808	233200
Rogaland	183895	196837	202038	202211	206337	217130	219681	225122	232510	248606	270488	283700
Hordaland	171056	181203	186756	187859	192974	203490	206258	211432	216789	228002	246096	256800
Sogn&Fjord	148777	157199	162569	164289	167946	177103	178975	182205	186949	194534	209145	218400
Møre&Rom	150539	159907	165337	167089	172023	182693	184323	188181	193473	205202	222639	234000
S-trøndelag	159224	167539	173158	176891	181989	193651	197200	202306	207163	215660	230838	239600
N-trøndelag	136442	143535	148370	149470	154017	165140	168608	172970	176896	184493	198143	205800
Nordland	143994	151782	155469	156705	161264	173078	175701	179055	182778	190036	204579	213000
Troms	154693	163354	168947	172223	176326	188955	192507	196873	200853	208339	222431	230600
Finnmark	153309	159661	163291	164289	168286	180010	183122	187203	191227	199345	212882	221200
Gj.snitt N	156846	165991	171461	173992	178567	188913	190991	195243	199868	208708	224141	233295

Figur 5.11 viser en jevnt økende inntektsvekst, med gjennomsnittlig nasjonalt lønnsnivå ca. 156 000 kr i 1997, og 233 000 kr i 2008. Den fylkesvise inntektsraten har som den nasjonale en jevn økning. Videre finner vi at det er en god forskjell mellom fylkene. De fylkene med høyest inntektsnivå er Akershus, Oslo og Rogaland, mens de med lavest er Hedmark, Oppland og Nord-Trøndelag, med ca. 92 000 kr i forskjell mellom Akershus, som har høyest, og Hedmark, som har lavest.



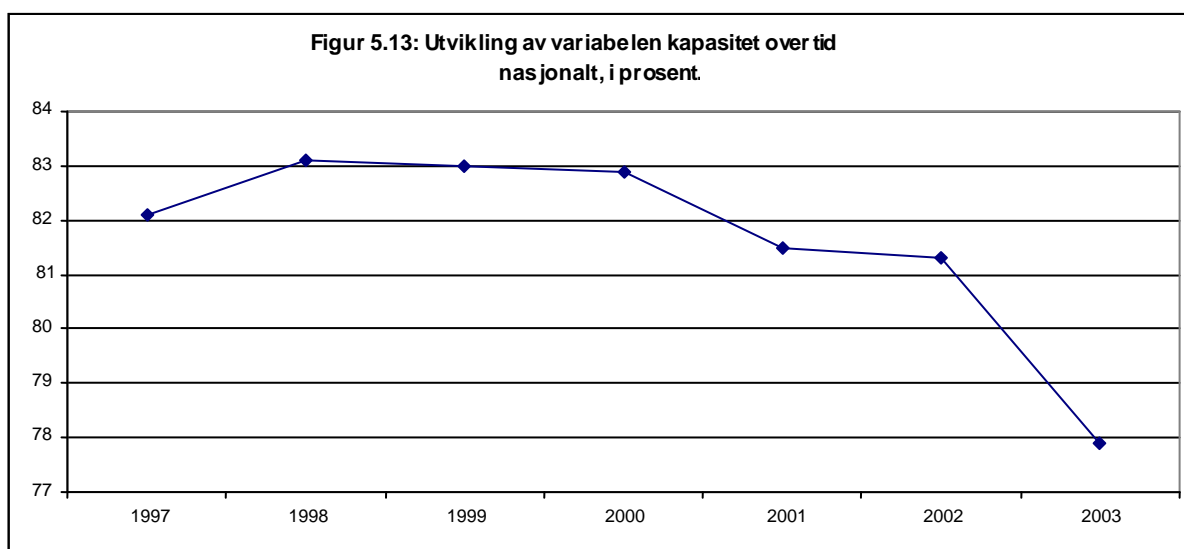
Deskriptiv statistikk for inntektsraten presenteres i tabell 5.12. Her ser vi at det er små variasjoner i minimumsverdier og gjennomsnittet. Maksimumsverdien ligger på 288700 kr, mens minimumsverdien ligger på 133169,5 kr. Gjennomsnittsinntekta er på 190668,1 kr.

Tabell 5.12: Deskriptiv statistikk for regionalt lønnsnivå.

	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Maks
Lønnsnivå, år <i>t</i>	190668.1	31666.2	133169.5	288700

Kapasitet.

Variabelen kapasitet er hentet fra Utdanningsdirektoratet¹, og viser andelen av studenter som får tilbud om plass ved videregående skole på sin mest prioriterte studieretning ved første inntak. Variabelen er på fylkesnivå og vi mangler dermed noe informasjon i forhold til kapasiteten ved skolene. Det er ofte mer kapasitet ute i distriktene enn det er i byene, og dermed kan det være lettere å få oppfylt sitt kursønske der (Haraldsvik, 2004). Variabelen gir likevel et inntrykk av hvor stor konkurranse og kapasitet det er i videregående opplæring i fylkene. Jo flere som får sitt kursønske oppfylt i videregående skolene, desto mer oppmuntres det til at flere gjennomfører utdanningen.



Figur 5.13 viser den nasjonale kapasitetsraten med utgangspunkt i inntaket ved videregående opplæring fra årene 1997 til 2003. Fra 1997 øker andelen som får tilbud om inntak på sitt kursønske med 1 %, slik at 83,1 % får sitt kursønske innfridd nasjonalt. Ved videre

¹ Statistikken er fra utdanningsdirektoratet, og er tilgjengelig i Excel-format http://www.udir.no/Upload/Statistikk/5/Tidsserie_1-inntak1997-2004.xls?epslanguage=no. Informasjonen jeg har brukt ligger på regnearkene TS1MU og TS3.

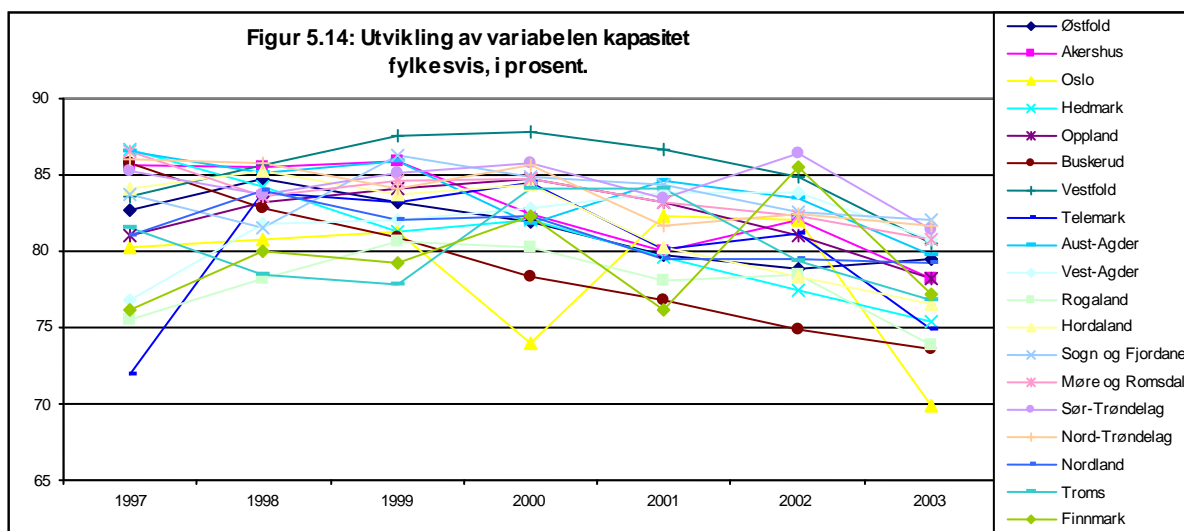
betraktning ser vi at fra 1998 til 2003 er det et fallende gjennomsnitt som får sitt første ønske oppfylt, og fra 2002-2003 er det en markant nedgang med 3,4 prosent. Dette indikerer at de siste årene er det blitt mer konkurranse om plassene i videregående opplæring, og det er dermed vanskeligere å få innfridd sitt kursønske. Selv om det er hardere konkurranse, kommer fremdeles rundt 80 % inn på sin mest prioriterte studieretning.

Tabell 5.13: Kapasitet i prosent. Andelen som kom inn på første ønske, fylkesvis og nasjonal.

Fylke	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	Gj.snitt år
Østfold	82.7	84.8	83.2	81.9	79.7	78.8	79.5	81.5
Akershus*	85.6	85.5	85.9	82.4	79.9	82.1	78.2	82.8
Oslo*	80.2	80.8	81.3	74.0	82.3	82.0	69.8	78.6
Hedmark	86.7	84.2	81.3	82.0	79.7	77.4	75.4	80.9
Oppland*	81.0	83.2	84.1	84.7	83.2	81.1	78.2	82.2
Buskerud	85.8	82.9	80.9	78.3	76.8	74.8	73.5	79.0
Vestfold*	83.6	85.6	87.6	87.8	86.6	84.9	80.5	85.2
Telemark	71.9	83.8	83.2	84.5	80.1	81.1	74,8	79.9
Aust-Agder*	86.6	85.2	85.9	81.8	84.6	83.4	79.8	83.9
Vest-Agder	76.8	81.8	82.0	82.9	83.8	83.8	80.7	81.7
Rogaland*	75.5	78.2	80.6	80.3	78.1	78.5	73.9	77.9
Hordaland	84.1	85.2	83.7	84.3	80.2	78.4	76.6	81.8
Sogn og Fjordane	83.7	81.5	86.3	84.8	84.4	82.6	82.0	83.6
Møre og Romsdal*	86.5	83.6	84.6	84.8	83.2	82.4	80.7	83.7
Sør-Trøndelag	85.3	83.8	85.2	85.8	83.5	86.4	81.4	84.5
Nord-Trøndelag	86.0	85.7	81.4	85.7	81.7	82.4	81.6	83.5
Nordland	81.1	84.0	82.0	82.3	79.5	79.5	79.2	81.1
Troms	81.6	78.5	77.8	84.1	84.1	79.3	76.8	80.3
Finnmark	76.1	80.0	79.2	82.2	76.2	85.5	77.2	79.5
Gjennomsnitt nasjonalt	82.1	83.1	83.0	82.9	81.5	81.3	77.9	81.7

Merknad: Fylkene merket med * praktiserer fritt skolevalg hele perioden, med unntak av Møre og Romsdal som innførte dette fra skoleåret 2001/2002.

Kapasitetsraten på fylkesbasis har visse likheter med den nasjonale raten. Figur 5.14 og tabell 5.13 viser at fylkene Rogaland, Oslo og Buskerud er de fylkene som har lavest gjennomsnitt per år for de som får innfridd studieretning med høyest prioritet. Oslo har også den laveste raten, med bare 69,8 % i 2003. Videre ser vi at Vestfold er det fylket med høyest gjennomsnitt per år med 85,2 %. Den har også den høyeste kapasitetsraten, med 87,8 i år 2000.



I statistikken her betraktes elevenes studieretnings ønske, og ikke første skole ønske. Dette kan innebære at andelen som kommer inn på sitt første ønske om skole er noe lavere. Denne statistikken er også basert på første inntaket, og det er dermed trolig at det vil skje en forandring før sluttinntaket. Disse forandringene drar mest sannsynlig i retning av større andel som kommer inn på første ønske, og sannsynlig også i første skole ønske. Fylkeskommunene bestemmer hvilke regler som ligger til grunn for opptakene. Her har noen fylker fritt skolevalg, mens andre bruker nærskoleprinsippet ved opptak. Dette kan da gi en indikator på hvor lett det er å komme inn på første ønske i både kurs og skole.

Tabell 5.14: Deskriptiv statistikk for kapasitet.

	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Maks
Kapasitet	81.68997	3.48586	68.83566	87.79861

Deskriptiv statistikk for kapasitet presenteres i tabell 5.14. Her ser vi av maksimumsverdien at 87,79 prosent kom inn på sitt første ønske, og minimumsverdien er på 68,84 prosent.

Gjennomsnittet ligger på 81,69 prosent for inntak på første ønske.

Andre variabler.

Inkludering av årsummier vil ivareta effekten av alle variabler, på nasjonalt nivå, som påvirker fullføringsgraden. Det vil si den nasjonale ledighetsutviklingen, nasjonale regelendringer og endringer i preferanser og normer som er felles for elevene i alle fylker.

5.4. Oppsummering.

I dette kapittelet er datamaterialet som ligger til grunn i analysen presentert. Vi så her at det var store forskjeller mellom generell fullføring og fullføring etter studieretningene. Her er yrkesfaglig den retningen med svakest fullføringsgrad, mens studieforbereidende hadde som forventet høyest fullføring av studieretningene. Videre fant vi at det er relativt store forskjeller i fylkene når det gjelder gjennomføringsgraden i videregående skole. Finnmark og Oslo skiller seg mest fra de andre fylkene ved utvikling i gjennomføringsgraden. Videre fant vi at utviklingen i arbeidsledigheten er ganske lik for fylkene, men at Akershus og Sogn og Fjordane har lavere arbeidsledighet, mens Finnmark er fylket med høyest arbeidsledighet og høyest frafall. For ungdomsledigheten i aldersgruppen 19-24 år finner vi igjen at Finnmark står fram som det fylket med størst andel ledige. Som et unntak fra de andre fylkene her har Finnmark både høy arbeidsledighet, ganske lav andel elever som kommer inn på høyeste prioriterte studieretning og høyt frafall. Fra humankapitalteori (Becker, 1964) så forventer vi at når arbeidsledigheten øker vil det bidra til en lavere sjanse for å få jobb som ufaglært. Kostnaden ved tapt inntekt under utdanningstiden reduseres, og vi får en økt sjanse for gjennomføringsgrad i videregående opplæring. En økning i kapasitet forventer å gi stigende gjennomføringsgrad i videregående opplæring.

6 Empiriske resultater.

6.1. Innledning.

Vi skal nå undersøke om det er en sammenheng mellom gjennomføringsgraden i videregående opplæring og arbeidsledighet. Vi estimerer modellen som ble utviklet i kapittel 4. I dette kapitlet vil de empiriske resultatene fra grunnmodellen bli analysert og presentert. I delkapittel 6.2 presenterer vi resultatet av generell fullføring, med arbeidsledighet som sentral forklaringsvariabel, og vi estimerer de ulike modellversjonene med fixed effects og pooled MKM. I delkapittel 6.3 presenteres resultatet men med ungdomsledighet i stedet for generell arbeidsledighet. I de to neste delkapitlene deler vi opp i gjennomføring på studieforberedende og yrkesfaglige studieretninger. Kapittel 6.4 presenterer modellresultater med studieforberedende fullføringsgrad, med generell ledighet og ungdomsledighet. I delkapittel 6.5 presenteres modellresultater for fullføring yrkesfag, med samme oppsett som kap 6.4. I de to siste delkapitlene rapporteres kun resultater for modeller estimert med fixed effects. Tidsdummies er inkludert i alle modellene, og ivaretar dermed effekten av alle makrovariabler.

6.2. Modellresultater. Fullføring totalt. Generell ledighet.

I delkapitlet her skal det estimeres en modell som inkluderer arbeidsledighetsrate, kapasitet og lønnsnivå på fylkesnivå. I tabell 6.1. presenteres resultatet, som det ble nevnt kapittel 4 bruker vi fixed effects og pooled-MKM som estimeringsmetoder. Tidsdummier er inkludert for å ivareta effekten av makrovariabler. I modellene i kolonne (1) og (2) presenteres modellresultater fra en spesifikkasjon der kun arbeidsledighetsnivået samme året som eleven går ut fra grunnskolen (t) er inkludert. I de videre kolonnene estimeres, som et robusthetssjekk, i tillegg varianter der arbeidsledighetsraten og lønnsnivået 1 år etter ($t + 1$), 2 år etter ($t + 2$) og 3 år etter ($t + 3$) er inkludert. Dette for å se om arbeidsledigheten år t også kan fange opp ledighetseffekter senere i utdanningsløpet.

Tabell 6.1: Modell med totale gjennomføringsgrad, total arbeidsledighet

Forklaringsvariabel	MKM (1)	FE (2)	FE (3)	FE (4)	FE (5)
Arbeidsledighetsrate Fylkesnivå (år t)	-5.11302 (-2.71)	2.60908 (2.75)	2.52077 (2.12)	3.08557 (2.29)	2.86324 (2.13)
Arbeidsledighetsrate Fylkesnivå (år t + 1)	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja
Arbeidsledighetsrate Fylkesnivå (år t + 2)	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja
Arbeidsledighetsrate Fylkesnivå (år t + 3)	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja
Kapasitet Fylkesnivå (år t)	0.239270 (1.38)	-0.02402 (-0.329)	-0.022957 (-0.278)	-0.0259516 (-0.318)	-0.0239490 (-0.302)
Lønnsnivå Fylkesvis (år t)	0.0002582 (0.783)	0.0004895 (3.17)	0.0004115 (2.52)	0.00034533 (1.84)	0.000310275 (1.75)
Lønnsnivå Fylkesvis (år t + 1)	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja
Lønnsnivå Fylkesvis (år t + 2)	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja
Lønnsnivå Fylkesvis (år t + 3)	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja
Faste fylkeseffekter	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja
Årsdummier	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
R^2	0.4115	0.9145	0.9147	0.9193	0.9204
N	133	133	133	133	133

Merknad tabell 6.1: modell, fra 1997 – 2003. t-verdier basert på heteroskedastisk robuste standardavvik er oppgitt i parentes. Alle likningene inkluderer et ikke-rapportert konstantledd. Forklaringsvariablene inngår på nivåform

Kolonne (1)-(2) inkluderer arbeidsledighetsraten på fylkesnivå, kapasitet og lønnsnivået for år t : Resultatet viser at det er kun arbeidsledighetsraten i kolonne (1) som er signifikant, men med et uventet negativ fortegn ved pooled-MKM estimeringen. Koeffisienten innebærer at med ett prosentpoengs økning i arbeidsledigheten, ved utgangen av grunnskolen, avtar fullførings andelen med 5,11 prosentpoeng. I kolonne (2), ved fixed effects, er arbeidsledigheten positiv med signifikant koeffisient. Her gir ett prosentpoengs økning i arbeidsledigheten, ved utgangen av grunnskolen, en øket andel som gjennomfører, med 2,6 prosentpoeng. Lønnsnivået og kapasitet variabelen er positiv, men ikke signifikant, ved pooled-MKM, mens ved fixed effects får lønnsnivået en positiv og signifikant koeffisient. Det

er interessant å legge merke til at arbeidsledighetsraten endrer fortegn, og blir positiv, i tråd med apriori forventninger, når vi introduserer faste fylkeseffekter. Det tyder på at pooled-MKM metoden i noen grad gir inkonsistente estimater, siden det kan være uobserverbare faktorer på fylkesnivå, som er konstante over tid, som påvirker både fullføring og ledighet.

I kolonne (3) er arbeidsledighetsraten og lønnsnivået inkludert med ett år ekstra etter grunnskole ($t + 1$). Fixed effects estimeringene viser at arbeidsledighetsraten og lønnsnivået er signifikant ved år t . Effekten av arbeidsledigheten innebærer at ett prosentpoengs økning i ledigheten ved år t øker fullføringen med 2,52 prosentpoeng. Videre ser vi at forklaringskraften har steget noe fra forrige estimering. Kolonne (4) er variablene med to år etter grunnskole ($t + 2$). Fixed effects viser ingen signifikant effekt på kapasitet variabelen og lønnsnivået, men arbeidsledighetsraten har en forventet positiv og signifikant effekt på år t . Ett prosentpoengs økning i ledigheten her øker fullføringen med 3,08 prosentpoeng.

Tilslutt ser vi på kolonne (5) her er variabler med 3 år etter grunnskole ($t + 3$). Fixed effects estimeringen viser at kun arbeidsledighetsraten ved utgangen av grunnskolen (år t) er positiv og signifikant. Størrelsen på effekten av arbeidsledighet viser at en koeffisient på 2,86 innebærer at ett prosentpoengs økning i ledigheten, ved utgangen av grunnskolen, øker fullføringsandelen med 2,8 prosentpoeng. Vi ser også at forklaringskraften til modellen stiger med hvert år vi inkluderer.

I appendiks 2, tabell 6.1A rapporteres resultatet for alle variablene.

6.3. Modellresultater. Fullføring totalt. Ungdomsledighet.

I dette delkapittelet estimeres grunnmodellen, der arbeidsledighetsraten erstattes med en ungdomsledighetsrate for aldersgruppen 19-24. Begrunnelsen for å bruke en aldersspesifikk ledighetsrate er at beslutningstakerne vektlegger arbeidsledigheten blant ungdom mer enn ledigheten blant eldre, når de tar sine valg om å gjennomføre videregående opplæring eller ikke. Resultatet presenteres i tabell 6.2, med samme oppsett som i tabell 6.1.

Her estimeres det en modell som inkluderer ungdomsledighetsrate i stedet for arbeidsledighetsrate, hvilket også her inkluderer kapasitet og lønnsnivå på fylkesnivå. I denne tabellen bruker vi også fixed effects og pooled-MKM som estimeringsmetoder. Som forrige tabell presenterer kolonne (1) og (2) modellresultater fra en spesifisering der kun arbeidsledighetsnivået samme året som eleven går ut fra grunnskolen (t) er inkludert. I de videre kolonnene estimeres, som et robusthetssjekk, i tillegg versjoner der

arbeidsledighetsraten og lønnsnivået 1 år etter ($t + 1$), 2 år etter ($t + 2$) og 3 år etter ($t + 3$) inngår. Dette gjøres for å se om arbeidsledigheten, år t , også kan fange opp ledighetseffekter senere i utdanningsløpet. Tidsdummier er inkludert for å ivareta effekten av makrovariabler.

Tabell 6.2: Total gjennomføringsgrad i vgo, ungdomsledighet

Forklaringsvariabel	MKM (1)	FE (2)	FE (3)	FE (4)	FE (5)
Ungdomsledighetsrate Fylkesnivå (år t)	-3.10262 (-2.38)	1.57657 (2.82)	1.41761 (2.88)	1.95604 (3.87)	1.86151 (3.81)
Ungdomsledighetsrate Fylkesnivå (år $t + 1$)	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja
Ungdomsledighetsrate Fylkesnivå (år $t + 2$)	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja
Ungdomsledighetsrate Fylkesnivå (år $t + 3$)	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja
Kapasitet Fylkesnivå (år t)	0.291014 (1.63)	-0.0173263 (-0.245)	-0.0151473 (-0.204)	-0.0135981 (-0.187)	-0.0126342 (-0.181)
Lønnsnivå Fylkesvis (år t)	-0.00011169 (-0.324)	0.000483582 (3.08)	0.000332625 (2.34)	0.000313656 (1.85)	0.000247398 (1.56)
Lønnsnivå Fylkesvis (år $t + 1$)	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja
Lønnsnivå Fylkesvis (år $t + 2$)	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja
Lønnsnivå Fylkesvis (år $t + 3$)	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja
Faste fylkeseffekter	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja
Årsdummier	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
R^2	0.3773	0.9129	0.9142	0.9207	0.9226
N	133	133	133	133	133

Merknad tabell 6.2: modell, fra 1997 – 2003. t-verdier basert på heteroskedastisk robuste standardavvik er oppgitt i parentes. Alle likningene inkluderer et ikke-rapportert konstantledd. Forklaringsvariablene inngår på nivåform

I tabell 6.2, ved kolonne (1) og (2), ser vi at ungdomsledighetsraten fylkesvis er statistisk signifikant ved pooled-MKM estimeringsmetoden, men at den har negativ koeffisient. I fixed effects får vi imidlertid en signifikant, forventet, positiv koeffisient av variabelen. Her innebærer dette at ett prosentpoengs økning i ungdomsledigheten, ved utgangen av

grunnskolen, øker fullføringsandelen med 1,57 prosentpoeng. Kapasitet variabelen er ikke signifikant ved noen av metodene. Lønnsnivået er statistisk signifikant, med en positiv koeffisient, ved fixed effects estimeringsmetoden, men ikke signifikant ved pooled-MKM. Kolonne (3) viser en modell der ungdomsledighet og lønnsnivået et år etter grunnskole ($t+1$). Resultatet viser at på fylkesnivå er variabelen positiv, og det er kun ungdomsledighetsraten ved grunnåret som er statistisk signifikant. Dette kan innebære at ett prosentpoengs økning i ungdomsledigheten øker andelen som fullfører med 1,41 prosentpoeng. Videre ser vi at kapasitet fremdeles ikke er signifikant. Lønnsnivået viser en positiv koeffisient ved år t , og er signifikant ved fixed effects metoden.

Kolonne (4) viser resultater når ledighet og lønn 2 år etter er inkludert. Her viser resultatet at ungdomsledighetsraten er, som forventet, positiv ved estimeringen og signifikant ved år t . Dette innebærer at ett prosentpoengs økning i ledigheten øker andelen som gjennomfører med 1,95 prosentpoeng. Lønnsnivået er ikke signifikant, men har positiv koeffisient. Også her er variabelen for kapasitet negativ og ikke signifikant. Den siste kolonnen viser resultat når ledighet og lønn 3 år etter er inkludert. Ungdomsledighetsraten viser, som i de forrige kolonnene, at år t er statistisk signifikant, og ett prosentpoengs økning i ungdomsledigheten ved utgangen av grunnskolen øker fullføringsandelen med 1,86 prosentpoeng. Kapasitet er som i de andre kolonnene negativ og ikke signifikant. Resultatet for lønnsnivået viser en forventet positiv effekt, men er ikke statistisk signifikant.

Forklaringskraften til modellene er veldig lik som for tabell 6.1, der fixed effects har høy forklaringskraft. Resultatet fra tabell 6.2. mot 6.1. tilsier at det ikke er arbeidsledighetsraten blant ungdom men derimot den generelle arbeidsledighetsraten som har sterkest effekt på gjennomføringsgraden i videregående opplæring.

I appendiks 2, tabell 6.2A rapporteres resultat for alle variablene.

Effekten av lønnsnivået er positivt og statistisk signifikant i de fleste modellvariantene med faste fylkeseffekter (kolonne 2-5). Samlet sett tyder resultatene på at gjennomføringsgraden øker når arbeidsledigheten og det regionale lønnsnivået i fylket øker. Effekten av ledigheten kan forstås innenfor humankapitalteorien, mens lønnseffekten er vanskelig å tolke. Kapasitet variabelen er ikke statistisk signifikant på noen av estimeringsmetodene.

Det ideelle ville vært å ha opplysninger om lønnsforskjeller mellom arbeidstakere med og uten fullført videregående opplæring. På grunn av at det ikke er tilgjengelig data har vi brukt lønnsnivå for å fange opp noe av effekten, men det er uvisst i hvilken grad denne variabelen fanger opp variasjoner i det relative lønnsnivået for ufaglærte.

6.4. Modellresultater. Fullføring studieforberevende.

Som tidligere nevnt er det en tydelig sammenheng mellom gjennomføringsgrad i videregående opplæring og arbeidsledighet. Vi skal nå dele opp gjennomføringsgraden og se på studieforberevende gjennomføringsgrad i dette delkapittelet.

I denne modellversjonen brukes fixed effects metoden. Slik som i delkapittel 6.1 og 6.2 presenteres også estimeringene i analysene med tidsdummy, da tidsdummys ivaretar effekten av alle makrovariabler. Forklaringsvariablene oppgis på nivåform.

I kolonne (1) i tabell 6.3 presenteres modellresultat fra en spesifisering der kun arbeidsledighetsnivået samme året som eleven går ut fra grunnskolen (t) er inkludert. Kolonne (2) estimeres som en robusthetssjekk der arbeidsledighet og lønnsnivå for tre år etter grunnskole ($t + 3$) er inkludert. Dette for å se om arbeidsledighet og lønnsnivå år (t) også fanger opp effekter senere i utdanningsløpet. Kolonne (3) og (4) presenterer modellresultater fra spesifiseringer med ungdomsledighet istedet for generell arbeidsledighet.

Ungdomsledighetsraten er for aldersgruppen 19-24 år. Begrunnelsen for å bruke en aldersspesifikk ledighetsrate er at beslutningstakerne vektlegger arbeidsledighet blant ungdom høyere enn ledighet blant eldre, når de tar sine valg om å gjennomføre videregående opplæring eller ikke

Tabell 6.3: Studieforbereidende gjennomføringsgrad i videregåendeopplæring, generell arbeidsledighet og ungdomsledighet.

Forklaringsvariabel	FE (1)	FE (2)	FE (3)	FE (4)
Ledighetsrate Fylkesnivå (år t)	1.35181 (1.18)	0.756767 (0.546)	1.00311 (1.48)	1.23261 (2.04)
Ledighetsrate Fylkesnivå (år t + 1)	Nei	Ja	Nei	Ja
Ledighetsrate Fylkesnivå (år t + 2)	Nei	Ja	Nei	Ja
Ledighetsrate Fylkesnivå (år t + 3)	Nei	Ja	Nei	Ja
Kapasitet Fylkesnivå (år t)	-0.0473696 (-0.373)	-0.0691396 (-0.533)	-0.0415181 (-0.327)	-0.0366126 (-0.309)
Lønnsnivå Fylkesvis (år t)	0.000419834 (2.43)	0.000153566 (0.541)	0.000423717 (2.45)	0.000968903 (0.433)
Lønnsnivå Fylkesvis (år t + 1)	Nei	Ja	Nei	Ja
Lønnsnivå Fylkesvis (år t + 2)	Nei	Ja	Nei	Ja
Lønnsnivå Fylkesvis (år t + 3)	Nei	Ja	Nei	Ja
Faste fylkeseffekter	Ja	Ja	Ja	Ja
Årsdummier	Ja	Ja	Ja	Ja
R^2	0.8212	0.8302	0.8375	0.8382
Antall observasjoner	133	133	133	133

Merknad tabell 6.3: modell, fra 1997 – 2003. t-verdier basert på heteroskedastisk robuste standardavvik er oppgitt i parentes. Alle likningene inkluderer et ikke-rapportert konstantledd. Kolonne 1-2 er generell arbeidsledighet, mens kolonne 3-4 er ungdomsledighet. Forklaringsvariablene inngår på nivåform

Vi har resultater fra estimering av modell i kolonne (1), med forklaringsvariablene målt i samme år som venstresidevariabel, med estimeringsmetoden fixed effects. Kapasitet variabelen er ved metoden negativ men insignifikant. Lønnsnivået er statistisk signifikant, og har ved metoden et forventet positivt fortegn. Arbeidsledighetsraten har ved estimeringen en positiv koeffisient, men er ikke statistisk signifikant. I kolonne (2) presenteres arbeidsledighet og lønnsnivå 3 år etter. Her er alle variablene på fylkesnivå ikke statistisk signifikante.

Effekten av ledigheten på fullføring i studieforberedende er relativ svak, og ikke signifikant når generell arbeidsledighet brukes (kolonne 1 og 2).

I kolonne (3) ser vi at ungdomsledighetsraten, år t , ikke er statistisk signifikant. Kapasitet er ved alle estimeringene negativ og insignifikant. Lønnsnivået er i estimeringen positiv og statistisk signifikant. Bare i kolonne (4), med den mest fleksible spesifikasjonen, får vi en signifikant positiv effekt av ungdomsledigheten i det året elevene går ut av grunnskolen. Dette innebærer at ett prosentpoengs økning i ledigheten, ved utgangen av grunnskolen, øker fullføringsandelen for studieforberedende med 1,23 prosentpoeng.

I appendiks 2, tabell 6.3A rapporteres resultatet for alle variablene.

Forklaringskraften til modellene er veldig lik som for tabell 6.1 og 6.2. Resultatet fra tabell 6.3 tyder samlet sett på at effekten av arbeidsledigheten av gjennomføringsgraden på studieforberedende er relativ svak, og lite robust på tvers av modellspesifikasjoner.

6.5. Modellresultater. Fullføring yrkesfag.

Vi skal nå se på yrkesfaglig gjennomføringsgrad. I tabell 6.4 presenteres resultatet fra yrkesfaglig gjennomføringsgrad med samme oppsett som tabell 6.3. Også her presenteres estimeringene i analysene med tidsdummy, da tidsdummyer ivaretar effekten av alle makrovariabler. Forklaringsvariablene oppgis på nivåform. Fra kolonne (1) presenteres modellresultat fra en spesifikasjon der kun arbeidsledighetsnivået samme året som eleven går ut fra grunnskolen (t) er inkludert. I kolonne (2) estimeres, som en robusthetssjekk, i tillegg en variant der arbeidsledighets og lønnsnivå inntil 3 år etter ($t + 3$) inngås. Dette for å se om arbeidsledighet og lønnsnivå i år (t) også fanger opp effekter senere i utdanningsløpet. Kolonne (3) presenterer modellresultat tilsvarende kolonne (1) og (2), med ungdomsledighet istedet for generell arbeidsledighet. Ungdomsledighetsraten er for aldersgruppen 19-24 år.

Tabell 6.4: Yrkesfaglig gjennomføringsgrad i vgo, generell arbeidsledighet og ungdomsledighet.

Forklaringsvariabel	FE (1)	FE (2)	FE (3)	FE (4)
Ledighetsrate Fylkesnivå (år t)	2.41600 (2.47)	2.95533 (2.15)	1.26347 (1.42)	1.45985 (1.87)
Ledighetsrate Fylkesnivå (år t + 1)	Nei	Ja	Nei	Ja
Ledighetsrate Fylkesnivå (år t + 2)	Nei	Ja	Nei	Ja
Ledighetsrate Fylkesnivå (år t + 3)	Nei	Ja	Nei	Ja
Kapasitet Fylkesnivå (år t)	-0.0173078 (-0.24)	0.00217953 (0.0319)	-0.0136233 (-0.197)	-0.00338295 (-0.0527)
Lønnsnivå Fylkesvis (år t)	0.000434382 (3.36)	0.000289566 (1.09)	0.000421554 (3.11)	0.000226592 (0.869)
Lønnsnivå Fylkesvis (år t + 1)	Nei	Ja	Nei	Ja
Lønnsnivå Fylkesvis (år t + 2)	Nei	Ja	Nei	Ja
Lønnsnivå Fylkesvis (år t + 3)	Nei	Ja	Nei	Ja
Faste fylkeseffekter	Ja	Ja	Ja	Ja
Årsdummier	Ja	Ja	Ja	Ja
R^2	0.9065	0.9091	0.9046	0.9088
Antall observasjoner	133	133	133	133

Merknad tabell 6.4: modell, fra 1997 – 2003. t-verdier basert på heteroskedastisk robuste standardavvik er oppgitt i parentes. Alle likningene inkluderer et ikke-rapportert konstantledd. Kolonne 1-2 er generell arbeidsledighet, mens kolonne 3-4 er ungdomsledighet. Forklaringsvariablene inngår på nivåform

Resultatene fra estimeringene for modell med yrkesfaglig gjennomføringsgrad er som følger: Kolonne (1) og (2) viser at arbeidsledighetsraten ved utgangen av grunnskolen (år t) har en forventet positiv koeffisient, som er statistisk signifikant. Koeffisientene på generell arbeidsledigheten i kolonne (2) innebærer at en økning av ledighetsraten på ett prosentpoeng, det året elevene går ut fra grunnskolen, øker fullføringsgraden på yrkesfag med rundt tre prosentpoeng. Det er interessant at det er effekten av ledigheten dette året som er viktig, mens effekten av ledigheten senere i utdanningstiden ikke er særlig sterke (Se appendiks 2, tabell

6.4A, kolonne (2)). Dette tyder på at ledighetseffekten ikke skyldes virkninger av tilgangen på lærlingplasser i slutten av studieløpet, som potensielt kunne vært til stede. Lav tilgang på lærlingplasser i perioder med høy ledighet tilsier en negativ effekt av ledighet på fullføringsgraden på yrkesfag. Resultatene i kolonne (3) og (4), med ungdomsledighet, er ikke statistisk signifikant.

6.6. Oppsummering

Estimeringene som er rapportert i tabellene viser generelt at økt arbeidsledighet i det året elevene går ut av grunnskolen har positiv effekt på gjennomføringsgraden i videregående opplæring. Det viser seg at det er den generelle arbeidsledighetsraten som har sterkest betydning for gjennomføringsgraden. Et annet viktig resultat er at denne effekten er særlig viktig på yrkesfaglig studieretning.

Den positive effekten av ledighet det året elevene forlater grunnskolen tyder på at tilgangen på lærlingplasser ikke ser ut til å ha særlig effekt på fullføringen. Dersom det hadde vært den dominerende mekanismen ville vi forventet en negativ effekt av ledighet på fullføringsgrad i yrkesfag, siden tilgangen på lærlingplasser trolig øker i perioder med lav ledighet.

7. Konklusjon.

Det er blitt uttrykt bekymring over det høye frafallet i videregående opplæring. Høyt frafall kan ha negativ innvirkning ved svak arbeidsmarkedstilknytning og lav lønn. Dette kan igjen gi dårligere økonomisk vekst i framtiden og større inntektsforskjeller.

I denne oppgaven har meningen vært å prøve å avdekke eventuelle sammenhenger mellom gjennomføringsgraden i videregående opplæring og situasjonen i arbeidsmarkedet.

Som observasjonsheter ble fylkene i Norge valgt, og et paneldatasett fra tidsperioden 1997-2008 er brukt.

Vi tok utgangspunkt i en modell basert på humankapitalteori, der valg av utdanningsnivå blir sett på som et investeringsprosjekt og der individene velger nivå ut i fra en individuell nytte- og kostnadsanalyse. I oppgaven har vi gått ut i fra at sannsynligheten for å få jobb uten videregående skole påvirker forskjellen i forventet nåverdi av livsinntekt, med eller uten videregående utdanning. Hypotesen er at økt ledighet reduserer sannsynligheten for å få jobb uten videregående utdanning, og vi forventer derfor en positiv sammenheng mellom fullføringsgrad i videregående skole og nivået på arbeidsledigheten.

Ulike varianter av modellen ble innledningsvis estimert med fixed effects og pooled-MKM. Vi utelukket pooled-MKM etter de første analysene. Dette fordi metoden sannsynligvis gir skjeve estimater, på grunn av at permanente uobserverbare forskjeller mellom fylkene trolig er korrelert med ledigheten i fylkene. Fixed effects estimatoren er å foretrekke, siden denne metoden eliminerer innflytelsene fra slike uobserverbare faktorer.

Resultatene av estimeringene viser at den fylkesvise arbeidsledighetsraten har en positiv effekt på gjennomføringsgraden, og at denne effekten er ganske robust på tvers av ulike spesifikasjoner av modellen. Det ser ut til at det er den generelle arbeidsledighetsraten som har størst betydning for de som vurderer å gjennomføre videregående opplæring eller ikke. Et interessant resultat er at det er effekten av ledigheten i det året eleven avslutter grunnskolen som er robust og relativt sterk. For samlet gjennomføringsgrad finner vi at en økning i ledigheten på ett prosentpoeng øker andelen som fullfører videregående opplæring, innen 5 år etter avsluttet grunnskole, med i underkant av tre prosentpoeng. Resultatene tyder på at eventuelle ledighetseffekter via tilgangen på lærlingplasser ikke er særlig viktig. Dersom tilgangen på lærlingplasser var viktig ville dette trolig trekke i retning negativ effekt av ledighet på fullføringsandelen.

Referanseliste

- Baltagi, B. H. (2001): "Econometric Analysis of Panel Data" Second Edition, John Wiley & Sons Ltd. Chichester.
- Barth, E. (2005): "Den samfunnsmessige avkastning av utdanning". I Utdanning 2005 Statistiske analyser 74, s. 168-190. Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Becker, G. S. (1964): "Human Capital: A Theoretical Analysis with Special Reference to Education", Columbia University Press, New York.
- Black, D. A., T. G. McKinnish, & S. G. Sanders (2005): "Tight labor markets and the demand for education: Evidence from the coal boom and bust", Industrial and Labour Relations Review, Vol. 59, No. 1.
- Borge, L-E., T. Falch & B. Strøm (2011): "Fullføring av videregående opplæring: Kan vi forklare variasjonen mellom fylker og regioner". Samfunnsøkonomen – nr 05/11.
- Byrhagen, K. N., T. Falch og B. Strøm (2006): "Frafall i videregående opplæring: Betydningen av grunnskolekarakter, studieretning og fylke". SØF – Rapport nr. 08/06.
- Card, D. & T. Lemieux (2000): "Dropout and enrolment trends in the post-war period: What went wrong in the 1970s?" NBER Working Paper Series No. 7658.
- Clark, D. (2009): "Do Recessions Keep Students in School? The Impact of Youth Unemployment on Enrolment in Post-compulsory Education in England". *Economica*
- Duncan, B. (1965): "Dropouts and the Unemployed," *Journal of Political Economy*, Vol. 73, No. 2, pp 121-134.
- Eckstein, Z. og K. I. Wolpin (1999): "Why youths drop out of high school: The impact of preferences, opportunities and abilities". *Economica* 67, 1295-1339.
- Falch, T. Johannsen og B. Strøm (2009): "Kostnader av frafall i videregående opplæring". SØF- Rapport nr. 08/09.

Falch, T. & O. H. Nyhus (2009): "Frafall fra videregående opplæring og arbeidsmarkedstilknytning for unge voksne". SØF – Rapport nr. 07/09.

Haraldsvik, M. (2004): "Elevprestasjoner og konkurranse i den videregående skolen: gir konkurranse om skoleplassene elevene intensiver til å jobbe hardere i ungdomsskolen". Masteroppgave i samfunnsøkonomi, NTNU.

Helland, H. og L. A. Støren (2004): "Videregående opplæring- progresjon, gjennomføring og tilgang til læreplasser". Skriftserie 26/2004 NIFU STEP.

Hernes, G. (2010): "Gull av gråstein - Tiltak for å redusere frafall i videregående opplæring". Fafø-rapport 2010:03.

Johansen, K og B. Strøm (2001): "Efficiency Wages, Interfirm Comparison, and Unemployment". Southern Economic Journal, Vol 68, s. 387-402.

Markussen, E., B. Lødding, N. Sandberg og N. Vibe (2006): "Forskjell på folk- hva gjør skolen?" Rapport 3/2006 NIFU STEP.

Raaum, O., J. Rogstad, K. Røed & L. Westlie (2009): "Young and Out: An Application of a Prospects-Based Concept of Social Exclusion". Journal of Socio-Economics, Vol. 38, 173-187.

Rees, D & N Mocan (1997): "Labour Market Conditions and the High School Dropout Rate: Evidence from New York State," Economics of Education Review, Vol. 16, No. 2, pp 103-109.

Rice, P. (1999): "The impact of local labour markets on investment in further education: Evidence from the England and Wales youth cohort studies". Journal of Population Economics 12, 287-312.

Rumberger, R. (1983): "Dropping out of High School: The Influence of Race, Sex and Family Background," American Educational Research Journal, Vol. 20, No. 2, pp. 199-220.

Sjaastad, L. (1962): "The Costs and Returns of Human Migration". The Journal of Political Economy, Vol 70, No. 5, part 2: Investments in Human Beings: 80-93.

Skoglund, A. (2009): "Det var ikke helt min greie". En kvalitativ studie om gutters begrunnelser for bortvalg av yrkesfaglig utdanning. Masteroppgave i pedagogikk med fordypning i utdanning: kvalitetsutvikling og styring, NTNU.

Stortingsmelding nr. 30 (2003-2004): Kultur for læring. Utdannings- og forskningsdepartementet, Oslo.

Taylor, J B. & A Weerapana (2010): "Microeconomics. Financial Crisis" Sixth Edition, South Western.

Vogt K. C. (2008): "Er frafall i videregående opplæring et kjønnsproblem?" Tidsskrift for samfunnsforskning nr. 4-2008.

Wooldridge, J M. (2009): "*Introductory Econometrics: A Modern Approach*", fourth Edition, Thompson/ South Western.

Appendiks 1.

Tabell 5.8B: Deskriptiv statistikk for arbeidsledighetsrate mellom fylkene.

	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Maks
1997	2,64145	0,650966	1,598547	3,080057
1998	2,021151	0,567534	1,141044	3,769619
1999	2,153852	0,603192	1,186097	4,021755
2000	2,235364	0,641152	1,13006	4,042988
2001	2,193276	0,588005	1,214557	3,839265
2002	2,551119	0,574071	1,676956	4,146885
2003	3,092113	0,607396	2,158395	4,659156
2004	3,042592	0,561995	2,359324	4,641622
2005	2,744031	0,553613	1,990813	4,450891
2006	2,054006	0,461084	1,460505	3,486467
2007	1,503168	0,379286	0,960939	2,628249
2008	1,393187	0,384149	0,841967	2,573681

Tabell 5.8C: Deskriptiv statistikk for arbeidsledighetsrate innen fylkene

	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Maks
Østfold	2.367275	0.537225	1.471035	3.076841
Akershus	1.546081	0.499751	0.95708	2.359324
Oslo	2,619587	0,769448	1,661833	3,899246
Hedmark	2.1014	0,375955	1,421545	2,558464
Oppland	1.739278	0.42216	1,074484	2,491006
Buskerud	1,920697	0,442767	1,228448	2,612277
Vestfold	2,177489	0,529197	1,404833	3,013767
Telemark	2,467592	0,618562	1,52726	3,441948
Aust-Agder	2,365587	0,687499	1,39816	3,620965
Vest-Agder	2,276116	0,610822	1,224722	3,32241
Rogaland	2,096323	0,745132	0,841967	3,130765
Hordaland	2,377605	0,591477	1,223984	3,121854
Sogn og Fjordane	1,566959	0,48351	0,953699	2,502855
Møre og Romsdal	2,021523	0,668835	1,089446	3,176592
Sør-Trøndelag	2,505967	0,508472	1,572049	3,253303
Nord-Trøndelag	2,623034	0,560042	1,634591	3,262994
Nordland	2,716722	0,545487	1,684425	3,389254
Troms	2,344315	0,453127	1,500191	2,914875
Finmark	3,906526	0,714068	2,573681	4,659156

Tabell 5.10B: Deskriptiv statistikk for ungdomsledighetsrate mellom fylkene.

	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Maks
1997	4,215203	1,122107	2,241831	7,142858
1998	3,114566	1,00945	1,415284	5,771592
1999	3,406718	1,070985	1,584792	6,10704
2000	3,517029	1,043142	1,557527	5,786825
2001	3,528366	1,023884	1,710955	5,999066
2002	4,130242	0,997303	2,387778	6,35183
2003	5,203323	0,899177	3,508905	7,065349
2004	5,063785	0,869335	3,614733	7,21375
2005	4,665416	0,998298	3,302645	7,471537
2006	3,357751	0,926229	1,96455	5,99347
2007	2,320053	0,664051	1,417073	3,977143
2008	2,244654	0,748752	1,216295	4,114209

Tabell 5.10C: Deskriptiv statistikk for ungdomsledighetsrate innen fylkene

	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Maks
Østfold	3,933149	0,957858	2,476334	5,323771
Akershus	2,211547	0,86053	1,315651	3,614733
Oslo	3,041914	1,08043	1,744411	4,894639
Hedmark	3,787298	0,898466	2,527213	5,180534
Oppland	3,018098	0,784101	1,78589	4,109589
Buskerud	3,035405	0,835221	1,937046	4,357648
Vestfold	3,599757	0,987507	2,289228	5,466263
Telemark	4,338927	1,141905	2,9024	6,21074
Aust-Agder	3,887121	1,05309	2,359618	5,872684
Vest-Agder	3,798792	1,180071	1,730327	5,799403
Rogaland	3,172925	1,20562	1,255399	4,932351
Hordaland	3,657399	1,099695	1,626315	5,181402
Sogn og Fjordane	2,402032	0,942711	1,216295	4,290667
Møre og Romsdal	3,228382	1,086415	1,671149	5,193101
Sør-Trøndelag	4,131035	0,875139	2,522677	5,428219
Nord-Trøndelag	4,688956	1,053963	2,84558	6,057889
Nordland	4,89235	1,078903	3,032391	6,282613
Troms	3,973277	0,878639	2,495635	5,265975
Finmark	6,082889	1,123239	3,977143	7,471537

Appendiks 2.

Tabell for gjennomføringsgrad i videregående opplæring med arbeidsledighet.

Tabell 6.1A: Modell med totale gjennomføringsgrad, generell arbeidsledighet

Forklaringsvariabel	MKM (1)	FE (2)	FE (3)	FE (4)	FE (5)
Arbeidsledighetsrate Fylkesnivå (år t)	-5.11302 (-2.71)	2.60908 (2.75)	2.52077 (2.12)	3.08557 (2.29)	2.86324 (2.13)
Arbeidsledighetsrate Fylkesnivå (år t + 1)			0.382790 (0.272)	-1.95738 (-1.48)	-1.50781 (-0.993)
Arbeidsledighetsrate Fylkesnivå (år t + 2)				3.80140 (2.94)	2.72006 (1.78)
Arbeidsledighetsrate Fylkesnivå (år t + 3)					1.65760 (1.85)
Kapasitet Fylkesnivå (år t)	0.239270 (1.38)	-0.02402 (-0.329)	-0.022957 (-0.278)	-0.0259516 (-0.318)	-0.0239490 (-0.302)
Lønnsnivå Fylkesvis (år t)	0.0002582 (0.783)	0.0004895 (3.17)	0.0004115 (2.52)	0.00034533 (1.84)	0.000310275 (1.75)
Lønnsnivå Fylkesvis (år t + 1)			0.0001277 (0.828)	-0.00093029 (-0.308)	-0.000140775 (-0.0521)
Lønnsnivå Fylkesvis (år t + 2)				0.00032718 (1.10)	0.000115867 (0.369)
Lønnsnivå Fylkesvis (år t + 3)					0.000192309 (1.43)
Faste fylkeseffekter	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja
Årsdummier	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
R^2	0.4115	0.9145	0.9147	0.9193	0.9204
N	133	133	133	133	133

Merknad tabell 6.1A: modell, fra 1997 – 2003. t-verdier basert på heteroskedastisk robuste standardavvik er oppgitt i parentes. Alle likningene inkluderer et ikke-rapportert konstantledd. Forklaringsvariablene inngår på nivåform

Tabell for gjennomføringsgrad i videregående opplæring med ungdomsledighet.

Tabell 6.2A: Total gjennomføringsgrad i vgo, ungdomsledighet

Forklaringsvariabel	MKM (1)	FE (2)	FE (3)	FE (4)	FE (5)
Ungdomsledighetsrate Fylkesnivå (år t)	-3.10262 (-2.38)	1.57657 (2.82)	1.41761 (2.88)	1.95604 (3.87)	1.86151 (3.81)
Ungdomsledighetsrate Fylkesnivå (år t + 1)			0.955178 (1.40)	0.177012 (0.308)	0.527318 (0.93)
Ungdomsledighetsrate Fylkesnivå (år t + 2)				2.22567 (3.83)	1.88029 (2.92)
Ungdomsledighetsrate Fylkesnivå (år t + 3)					0.827367 (1.89)
Kapasitet Fylkesnivå (år t)	0.291014 (1.63)	-0.0173263 (-0.245)	-0.0151473 (-0.204)	-0.0135981 (-0.187)	-0.0126342 (-0.181)
Lønnsnivå Fylkesvis (år t)	-0.00011168 (-0.324)	0.000483582 (3.08)	0.000332625 (2.34)	0.000313656 (1.85)	0.000247398 (1.56)
Lønnsnivå Fylkesvis (år t + 1)			0.000259594 (1.62)	0.000531341 (0.169)	0.000259953 (0.846)
Lønnsnivå Fylkesvis (år t + 2)				0.000427498 (1.53)	0.000111314 (0.386)
Lønnsnivå Fylkesvis (år t + 3)					0.000262720 (2.61)
Faste fylkeseffekter	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja
Årsdummier	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
R^2	0.3773	0.9129	0.9142	0.9207	0.9226
N	133	133	133	133	133

Merknad tabell 6.2A: modell, fra 1997 – 2003. t-verdier basert på heteroskedastisk robuste standardavvik er oppgitt i parentes. Alle likningene inkluderer et ikke-rapportert konstantledd. Forklaringsvariablene inngår på nivåform

Tabell for studieforberedende gjennomføringsgrad i videregående opplæring, generell arbeidsledighet og ungdomsledighet.

Tabell 6.3A: Studieforberedende gjennomføringsgrad i vgo, generell arbeidsledighet og ungdomsledighet.

Forklaringsvariabel	FE (1)	FE (2)	FE (3)	FE (4)
Ledighetsrate Fylkesnivå (år t)	1.35181 (1.18)	0.756767 (0.546)	1.00311 (1.48)	1.23261 (2.04)
Ledighetsrate Fylkesnivå (år t + 1)		-0.308639 (-0.157)		1.18985 (1.52)
Ledighetsrate Fylkesnivå (år t + 2)		3.96021 (1.66)		2.41834 (2.33)
Ledighetsrate Fylkesnivå (år t + 3)		0.660934 (0.401)		0.551114 (0.828)
Kapasitet Fylkesnivå (år t)	-0.0473696 (-0.373)	-0.0691396 (-0.533)	-0.0415181 (-0.327)	-0.0366126 (-0.309)
Lønnsnivå Fylkesvis (år t)	0.000419834 (2.43)	0.000153566 (0.541)	0.000423717 (2.45)	0.000968903 (0.433)
Lønnsnivå Fylkesvis (år t + 1)		-0.000459002 (-0.137)		0.000313442 (0.998)
Lønnsnivå Fylkesvis (år t + 2)		0.000456611 (1.06)		0.000352825 (0.88)
Lønnsnivå Fylkesvis (år t + 3)		0.000102569 (0.0521)		0.000128130 (0.834)
Faste fylkeseffekter	Ja	Ja	Ja	Ja
Årsdummier	Ja	Ja	Ja	Ja
R^2	0.8212	0.8302	0.8375	0.8382
Antall observasjoner	133	133	133	133

Merknad tabell 6.3A: modell, fra 1997 – 2003. t-verdier basert på heteroskedastisk robuste standardavvik er oppgitt i parentes. Alle likningene inkluderer et ikke-rapportert konstantledd. Kolonne 1-2 er generell arbeidsledighet, mens kolonne 3-4 er ungdomsledighet. Forklaringsvariablene inngår på nivåform

Tabell for yrkesfaglig gjennomføring i videregående opplæring, generell arbeidsledighet og ungdomsledighet

Tabell 6.4A: Yrkesfaglig gjennomføringsgrad i vgo, generell arbeidsledighet og ungdomsledighet.

Forklaringsvariabel	FE (1)	FE (2)	FE (3)	FE (4)
Ledighetsrate Fylkesnivå (år t)	2.41600 (2.47)	2.95533 (2.15)	1.26347 (1.42)	1.45985 (1.87)
Ledighetsrate Fylkesnivå (år t + 1)		-1.11115 (-0.688)		0.376449 (0.49)
Ledighetsrate Fylkesnivå (år t + 2)		0.483682 (0.389)		0.792832 (1.25)
Ledighetsrate Fylkesnivå (år t + 3)		1.97789 (1.39)		1.15051 (1.59)
Kapasitet Fylkesnivå (år t)	-0.0173078 (-0.24)	0.00217953 (0.0319)	-0.0136233 (-0.197)	-0.00338295 (-0.0527)
Lønnsnivå Fylkesvis (år t)	0.000434382 (3.36)	0.000289566 (1.09)	0.000421554 (3.11)	0.000226592 (0.869)
Lønnsnivå Fylkesvis (år t + 1)		0.000217501 (0.43)		0.00034636 (0.648)
Lønnsnivå Fylkesvis (år t + 2)		-0.000345374 (-0.838)		-0.000264327 (-0.652)
Lønnsnivå Fylkesvis (år t + 3)		0.000284439 (1.54)		0.000346025 (1.90)
Faste fylkeseffekter	Ja	Ja	Ja	Ja
Årsdummier	Ja	Ja	Ja	Ja
R^2	0.9065	0.9091	0.9046	0.9088
Antall observasjoner	133	133	133	133

Merknad tabell 6.4A: modell, fra 1997 – 2003. t-verdier basert på heteroskedastisk robuste standardavvik er oppgitt i parentes. Alle likningene inkluderer et ikke-rapportert konstantledd. Kolonne 1-2 er generell arbeidsledighet, mens kolonne 3-4 er ungdomsledighet. Forklaringsvariablene inngår på nivåform