

SØF-rapport nr. 01/11

Betydningen av fullført videregående opplæring for sysselsetting blant unge voksne

Torberg Falch

Ole Henning Nyhus

SØF-prosjekt nr. 8000:

”Betydningen av fullført videregående opplæring for sysselsetting blant unge voksne”

Prosjektet er finansiert av Arbeidsdepartementet og Kunnskapsdepartementet

SENTER FOR ØKONOMISK FORSKNING AS
TRONDHEIM, JANUAR 2011

© Dette eksemplar er fremstilt etter avtale med KOPINOR, Stenergate 1, 0050 Oslo. Ytterligere eksemplarfremstilling uten avtale og i strid med åndsverkloven er straffbart og kan medføre erstatningsansvar.

ISBN 978-82-8150-083-9
ISBN 978-82-8150-084-6
ISSN 1504-5226

Trykt versjon
Elektronisk versjon

Forord

Denne rapporten beskriver hvordan arbeidsmarkedsutfall og utdanningstilbøyelighet påvirkes av fullføring av videregående opplæring. Rapporten er en oppfølging av Falch, Borge, Lujala, Nyhus og Strøm (2010): ”Årsaker til og konsekvenser av manglende fullføring av videregående opplæring”. Prosjektet er gjennomført på oppdrag fra Arbeidsdepartementet og er finansiert av Arbeidsdepartementet og Kunnskapsdepartementet. Vi takker oppdragsgiver for nyttige kommentarer og innspill. Ingen andre enn forfatterne hefter for de vurderinger og konklusjoner som gjøres i rapporten.

Trondheim, desember 2010

Torberg Falch (prosjektleder) og Ole Henning Nyhus

INNHold

1. Innledning og sammendrag	1
1.1. Innledning	1
1.2. Sammendrag	1
1.3. Summary in English.....	6
2. Datamaterialet	9
2.1. Videregående opplæring og bakgrunnsinformasjon	9
2.2. Sysselsetting.....	10
2.3. Videregående opplæring og sysselsetting.....	13
3. Empirisk metode	16
3.1. Minste kvadraters metode	17
3.2. Multinomisk logit modell	18
3.3. Estimering basert på mer sammenlignbare grupper.....	19
4. Sysselsettingseffekter av fullført videregående opplæring	21
4.1. Arbeidstid høsten 2007	22
4.2. Arbeidstid oktober 2008	25
4.3. Multinomisk logit modell for oktober 2008.....	27
4.3.1. Betydningen av fullført videregående opplæring.....	28
4.3.2. Betydningen av grunnskolekarakterer.....	30
4.3.3. Betydningen av andre individ- og familiekarakteristika	31
4.3.4. Betydning av valg av studieretning.....	32
4.3.5. Betydningen av lokalt arbeidsmarked, reiseavstander og fylke.....	35
4.3.6. Heterogene effekter av fullført videregående opplæring	36
4.4. Analyser basert på mer sammenlignbare grupper	37
4.5. Oppsummering	41
Referanser	43
Appendiks A. Forklaringsvariablene i estimeringsmodellen	45
Appendiks B. Fullstendige estimeringsresultater	47

1. Innledning og sammendrag

1.1. Innledning

Har fullført videregående opplæring en positiv effekt på sysselsetting? Den økonomiske veksten i vestlige land er basert på at produksjonen blir mer avansert og automatisert. Det gir økt etterspørsel etter arbeidskraft med høy kompetanse relativt til etterspørselen etter arbeidskraft med lav kompetanse. I Norge er det imidlertid ikke økning i kompetanseoppnåelse på mellomnivået i utdanningen. Andelen som fullfører videregående opplæring er faktisk svakt fallende. Det kan gjøre det vanskelig å opprettholde høy økonomisk vekst og relativt små lønnsforskjeller. St.meld. nr. 44 (2008-2009) starter sammendraget med følgende: ”Behovet for arbeidskraft med bare grunnskoleutdanning er lav og kommer etter alt å dømme til å bli enda lavere i årene framover. At flere fullfører videregående opplæring er derfor viktig, både for den enkelte og for samfunnet.”

Denne rapporten studerer sammenhengen mellom fullføring av videregående opplæring og sysselsetting. Analysene er basert på individene som avsluttet grunnskolen i 2002, og sysselsetting er observert høsten 2008. Da er de fleste i denne kohorten fylt 22 år. Analysene tar hensyn til at mange er i utdanning i denne aldersgruppen. Utdanning betraktes som en investering i framtidig arbeidsmarkedstilknytning. Rapporten viser at det ikke bare er videregående opplæring som påvirker arbeidsmarkedstilknytningen, men blant annet også kunnskapsnivået ved avslutning av grunnskolen. Denne rapporten er en utvidelse av Falch, Borge, Lujala, Nyhus og Strøm (2010) og Falch og Nyhus (2009) som studerer en rekke andre konsekvenser av fullført videregående opplæring samt beskrivelser og analyser av karrieren i videregående opplæring.

1.2. Sammendrag

Datamaterialet

Analysene i denne rapporten benytter alle elevene som avsluttet grunnskolen i 2002 og som er født i 1986. Dette er den første kohorten hvor avgangskarakterer fra grunnskolen er registrert av SSB. Vi definerer fullført videregående opplæring som oppnådd studiekompetanse, fagbrev eller svennebrev. I analysene estimerer vi effekten av å ha fullført videregående

opplæring innen 5 år etter avsluttet grunnskole. 2/3 av elevene fullfører innen 5 år, mens den resterende tredjedelen utgjør sammenligningsgruppen.

Fullføring av videregående opplæring innen 5 år innebærer fullføring seinest våren 2007. Vi analyserer i hovedsak effekten av fullføring på hovedbeskjeftigelse høsten 2008, altså et drøyt år senere. Høsten 2008 var 36 % sysselsatt i hel stilling, 38 % hadde utdanning som hovedbeskjeftigelse, og 9 % var sysselsatt i deltidstilling uten å være i utdanning. De resterende 17 % var verken sysselsatt eller i utdanning. Disse andelene er imidlertid vesentlig forskjellig i gruppen som har fullført videregående opplæring i forhold til gruppen som ikke har fullført. For gruppen som har fullført er det 50 % som er i utdanning, mens det er tilfellet for kun 13 % av dem som ikke har fullført. Ved manglende fullføring er det større sannsynlighet for å være sysselsatt, men det er også en betydelig større sannsynlighet for verken å være sysselsatt eller i utdanning.

Hvis man skal ha kun ett mål på sysselsetting, så er antall ukentlige arbeidstimer best egnet. Gjennomsnittstall vil da reflektere både andelen som er sysselsatt og hvor stor stillingsprosent de sysselsatte har. Gjennomsnittlig arbeidstid er 20-25 % større i gruppen som ikke har fullført enn blant dem som har fullført, noe som må sees i sammenheng med at utdannings-tilbøyeligheten er betydelig mindre.

Det er også en klar sammenheng mellom arbeidsmarkedstilknytning og gjennomsnittlig karakternivå fra grunnskolen. Ved 22-års alder er individer med karakternivå under gjennomsnittet sysselsatt i større grad enn individer med karakternivå over gjennomsnittet. Derfor er gjennomsnittlig arbeidstid over 50 % større for denne gruppen. Imidlertid er sannsynligheten for at den siste gruppen er i utdanning så mye større at individer med karakternivå under gjennomsnittet dominerer tilstanden verken sysselsatt eller i utdanning.

Empirisk metode

For å estimere en årsakssammenheng er det viktig at estimeringsmodellen inkluderer alle relevante forhold som påvirker fullføring. Man bør sammenligne ”sammenlignbare” individer slik at fullføring av videregående opplæring kan betraktes som en tilfeldighet i analysen. Siden karakternivået fra grunnskolen er faktoren som i størst grad predikerer om videregående opplæring fullføres eller ikke, er det viktig at karakterene inkluderes i den empiriske

modellen. Hvis det ikke gjøres risikerer man at estimerte effekter av fullført videregående opplæring reflekterer ulikt initialt kunnskapsnivå og ikke det som skjer i videregående opplæring.

Vi benytter 3 empiriske tilnærminger. For det første estimeres modeller for ukentlig arbeidstid. Modellen inkluderer en rekke observerbare forhold som påvirker fullføring; karakternivå fra grunnskolen, familiebakgrunn, studieretningsvalg og regionale forhold. Den andre tilnærmingen benytter rikere informasjon om utfall ved eksplisitt å ta hensyn til at fullføring påvirker sannsynligheten for å være i utdanning. Metoden som benyttes estimerer hvordan de ulike forklaringsvariablene isolert sett påvirker sannsynligheten for å være i ulike tilstander. For det tredje reduseres analyseutvalget til å inkludere kun individer som ”nesten” fullfører videregående opplæring og individer som ”bare så vidt” fullfører. Ved å sammenligne disse gruppene kan det argumenteres for at man er bedre i stand til å identifisere årsaks-sammenhenger.

Sysselsettingseffekter av fullført videregående opplæring

Vi finner at fullføring av videregående opplæring øker antall ukentlige arbeidstimer med 6 % i gjennomsnitt. Gitt andre forhold (karakternivå fra grunnskolen, familiebakgrunn, studieretningsvalg og regionale forhold), så bidrar altså fullføring til å øke arbeidstiden. Det faktum at individer som fullfører arbeider færre timer (se over) skyldes altså bakenforliggende faktorer og er ikke et resultat av fullføring i seg selv. De som ikke fullfører har relativt svake grunnskolekarakterer, og ett karakterpoeng bedre grunnskolekarakter er estimert til å redusere arbeidstiden med 9 %.

Utdanningsvalget er viktig for de estimerte effektene på arbeidstid. Bedre karakternivå øker sannsynligheten for å være i utdanning, og det gir en negativ effekt på arbeidstid. Når vi fokuserer på individer som ikke er i utdanning finner vi en positiv effekt av karakternivå på arbeidstid.

I estimeringsmodellen som inkluderer utdanningsbeslutningen skiller vi mellom fire tilstander; (i) sysselsatt i hel stilling, (ii) i utdanning og ikke sysselsatt i hel stilling (iii) sysselsatt i deltidsstilling og ikke i utdanning og (iv) ikke sysselsatt eller i utdanning. Den siste tilstanden, ”ikke-i-jobb ikke-i-utdanning”, representerer en klar indikasjon på svak

arbeidsmarkedstilknytning. Deltidsstilling er i en mellomkategori siden vi ikke kjenner til omfanget av ufrivillig deltid i den relevante aldersgruppen. Utdanning som hovedbeskjeftigelse er i all hovedsak høyere utdanning, men inkluderer også videregående opplæring.

Vi finner store utslag av å fullføre videregående opplæring. Fullføring medfører at sannsynligheten for å være ikke-i-jobb ikke-i-utdanning reduseres med 14,5 prosentpoeng. Dette motsvares av større sannsynlighet for å være i utdanning. Fullføring øker sannsynligheten for å være i utdanning med hele 20 prosentpoeng. For sannsynligheten for å være sysselsatt er det negative og forholdsvis små effekter. Sannsynligheten for å være sysselsatt i hel stilling reduseres med 2,4 prosentpoeng og sannsynligheten for deltidsstilling reduseres med 3,1 prosentpoeng. Dette kan altså ikke tolkes som negative effekter på arbeidsmarkedstilknytningen, men er et resultat av at fullføring øker sannsynligheten for å være i utdanning.

Dette er store effekter, men de hadde vært enda større om vi ikke hadde gjort et skille mellom fullføring og initialt kunnskapsnivå ved oppstart på videregående opplæring. Effektene av grunnskolekarakterene er kvalitativt lik effektene av å fullføre videregående opplæring. For arbeidsmarkedstilknytningen tyder våre resultater på at betydningen av det som skjer i grunnskolen målt ved karakternivå og betydningen av det som skjer i videregående målt ved fullføring er av samme størrelsesorden. Imidlertid er karakternivået enda viktigere enn fullføring for sannsynligheten for å være i utdanning. Vi finner også en større negativ effekt på sysselsettingssannsynligheten av karakternivået enn av fullføring. Det forklarer hvorfor grunnskolekarakterer og fullføring har motsatte effekter på antall ukentlige arbeidstimer.

Når det gjelder andre variable i modellen, finner vi at kvinner i mindre grad enn menn er sysselsatt i hel stilling og i større grad er sysselsatt i deltidsstilling eller i utdanning, gitt andre forhold som fullføring, karakternivå og studieretningsvalg. Foreldrenes utdanningsnivå har liten effekt på arbeidsmarkedstilknytningen, men har betydelig effekt på valget mellom utdanning og sysselsetting. Individuer som startet på ”guttetdominerte” studieretninger direkte etter grunnskolen er i større grad sysselsatt i hel stilling og i mindre grad i utdanning enn andre. Regionale forhold betyr lite. For eksempel er det små forskjeller mellom fylkene, gitt observerbare karakteristika på individene.

Vi undersøker også om effektene av fullført videregående opplæring er ulik for kvinner og menn og om effektene er avhengig av hvilken studieretning som velges. Resultatene tyder på at effekten av fullføring på arbeidsmarkedstilknytningen er noe større for kvinner enn for menn og noe større ved oppstart på en studieforbereende enn på en yrkesfaglig studieretning. Valg av studieretning har stor betydning for sannsynligheten for å være sysselsatt.

Den tredje estimeringstilnærmingen definerer individer som ”bare så vidt” har fullført og individer som ”nesten” har fullført. For å definere gruppene benytter vi vitnemålene fra videregående opplæring og grunnskolen og inkluderer kun individer som startet på en studieforbereende studieretning rett etter grunnskolen. Ved denne tilnærmingen får vi nesten identiske resultater som rapportert over. Den største forskjellen er knyttet til sannsynligheten for å være sysselsatt i hel stilling. Denne effekten er litt mindre enn i analysen over, men er også her negativ og klart statistisk utsagnskraftig.

Oppsummert finner vi altså at arbeidsmarkedstilknytningen bedres betraktelig av å fullføre videregående opplæring. Sannsynligheten for å være verken i jobb eller i utdanning på høsten det året man fyller 22 år reduserer med 12-15 prosentpoeng når videregående opplæring fullføres innen 5 år etter avsluttet grunnskole. Vi får samme estimat i flere delutvalg, inkludert et utvalg som er designet slik at fullføring i størst mulig grad skal framstå som en tilfeldighet. Denne effekten er stor sett i lys av at det i gjennomsnitt er 17 % i denne aldersgruppen som er ikke-i-jobb ikke-i-utdanning. Resultatene er i tråd med Falch mfl. (2010) som finner at fullføring reduserer sannsynligheten for å være arbeidssøker og reduserer sannsynligheten for å motta offentlig stønad. Både denne analysen og Falch mfl. finner at effekten av karakternivået fra grunnskolen og fullført videregående opplæring er av om lag samme størrelsesorden.

Fullføring har stor effekt på sannsynligheten for å være i utdanning. Dette er naturlig fordi høyere utdanning krever at videregående opplæring er fullført. I gjennomsnitt er effekten på om lag 20 prosentpoeng, men avhenger av valg av studieretning. Falch mfl. (2002) finner også en positiv effekt på sannsynligheten for å være i utdanning, men betydelig svakere enn vi finner i denne rapporten. Det skyldes sannsynligvis to forhold. For det første studerer Falch mfl. situasjonen høsten 2007 (individene er 21 år), mens vi her studerer situasjonen høsten 2002 (individene er 22 år). Utdanningstilbøyeligheten blant dem som ikke fullførte

videregående opplæring innen 5 år reduseres fra 2007 til 2008 siden det blir færre i videregående opplæring. For det andre tar vi i denne rapporten eksplisitt hensyn til sysselsettings-sannsynligheter.

1.3. Summary in English

A significant share of the youth does not complete upper secondary education in Norway. What are the impacts on employment of dropping out of upper secondary education? The present report studies this relationship using data on the graduates from compulsory lower secondary education in 2002. The analysis takes into account that several individuals are in higher education.

Norway has 10 years of compulsory education. After graduating from compulsory education, normally the year individuals turn 16 years of age, the students can either choose to leave school or enrol into upper secondary education. The latter alternative is chosen by over 95 percent of each cohort. After completing the education program, students get an upper secondary school diploma qualifying for further studies or certifying for work in a number of occupations.

Students enrol in different study tracks in upper secondary education. The study tracks are divided into two broad categories: Academic tracks and vocational tracks. Academic study tracks are 3-year programs and qualify for studies at universities or other higher education institutions. About 45 percent enrolls into academic study tracks, mainly the general academic track. Vocational study tracks certify for work in a number of occupations, such as carpenter, electrician, etc. They are 3 or 4 year programs and most of them include an apprentice system, where training in schools is combined with work in private firms or public sector institutions.

Students from the same lower secondary school enrol in different upper secondary schools, depending on preferred study track and grades from compulsory education. Most schools offer several study tracks. When the number of applicants exceeds enrolment in a study track,

students are ranked strictly based on the grades from lower secondary education.¹ In about half of the counties there are free school choice (no school catchment area), but the students have to enrol in a school within their county of residence. At the end of compulsory education, the students are given grades set by the teachers in 10 subjects on a scale from 1 (low) to 6 (high). The overall grade used for ranking of applicants to upper secondary education is the average grade across all subjects, including exams. Previous research has found that the average grade has a major impact on the probability to graduate from upper secondary education.

The analyses presented below are based on data including the complete cohort graduating from compulsory education in Norway in 2002 (approximately 50,000 individuals). We utilize information on upper secondary school attainment, grades from compulsory education, family background, and employment and education status in the fall 2008 when the individuals are 22 years of age. Education at age 22 is considered as an investment in future income and job prospects. Completed upper secondary education is defined as graduation from upper secondary education with a degree within 5 years after the end of compulsory education, that is, no later than the spring 2007. 2/3 of the individuals complete upper secondary education defined this way.

In the data, 36 % of the sample were employed full time (at least 30 hours a week) in the fall 2008, 38 % were in education (and not employed full time), 9 % were employed but only part time (less than 30 hours a week), and 17 % were neither employed nor in education.

We report results from a multinomial logit model that consider the four different states defined above. The last state, neither employed nor in education, is considered as an indication of weak labour market attachment. The regression model includes a range of explanatory variables, including gender, immigration status, parental education, the choice of study track in the fall 2002, and regional characteristics, in addition to the indicator for completed upper secondary education within 5 years and average grade from compulsory education.

¹ In addition, the enrolment algorithm takes into account that each student must be enrolled in one of the three study tracks on their priority list.

We find strong effects of completing upper secondary education. Completion reduces the probability to be neither employed or in education by 14.5 percentage points and increases the probability to be in education by 20 percentage points. Thus, the effect on employment is negative since the changes on all four mutual independent states must sum to zero. The probability to be employed full time is reduced by 2.4 percentage points while the probability to be employed part time decreases by 3.1 percentage points. The negative effect on employment cannot be interpreted as a negative effect on labour market attachment, but is a result of the fact that completion increases the probability to continue in education.

These estimated effects would have been even greater if we had not made a distinction between completion and initial skill level at the start of upper secondary education as measured by the average grade from compulsory education. The effects of the average grade are qualitatively equal to the effects of completion. Regarding the state neither employed nor in education, the results indicate that grades and completion are of about the same importance. However, grades are more important for the probability to be in education than completion, and the effects on the probability to be employed are greater for grades than for completion.

These results hold when we consider a reduced sample that only includes individuals that barely complete and individuals that almost complete. These two groups are defined based on grades from both upper secondary and compulsory education, and includes only individuals that has spent at least 3 years in upper secondary education.

Regarding the other variables in the model, we find that women are, all other variables equal, less likely to be employed full time and more likely to be employed part time and to be in education. Parental education has only a very small effect on labour market attachment, but is important for the choice between education and employment. The same is true for the indicator variables for study track in which the student enrolled in the fall 2002. Regional characteristics have only small effects.

2. Datamaterialet

Statistisk sentralbyrå har levert aidentifiserte data til dette prosjektet. Denne rapporten fokuserer på individene som avsluttet grunnskolen i 2002. Dette er den første kohorten der avgangskarakterer fra grunnskolen er registrert, og tidligere analyser viser at karakterer har stor betydning for progresjonen i videregående opplæring (Byrhagen mfl., 2006, Markussen mfl., 2008, Falch mfl., 2010) og for en rekke utfall som unge voksne (Falch mfl., 2010).

For at ikke spesielle forhold skal påvirke estimeringsresultatene, følger vi Falch mfl. (2010) og benytter kun individer som er født i 1986 i analysene. Datamaterialet inkluderer informasjon om karrieren i videregående opplæring, utdanning utover videregående opplæring og sysselsetting fram til og med 2008.

2.1. Videregående opplæring og bakgrunnsinformasjon

Tabell 2.1 beskriver 2002-kohorten. Den består av 55 972 individer. 94,4 % var født i 1986. 45 % startet på en studieforberevende studieretning høsten 2002 mens 49 % startet på en yrkesfaglig studieretning (begrepet studieretning er i forbindelse med Kunnskapsløftet endret til utdanningsprogram). 5,5 % var ikke i videregående opplæring høsten 2002.

Vi definerer fullført videregående opplæring som at individet har oppnådd studiekompetanse (vitnemål), fagbrev eller svennebrev. Den siste delen av tabell 2.1 viser at 55,3 % av utvalget har fullført videregående opplæring på normert tid og 65,5 % har fullført innen fem år. Gjennomsnittlig arbeidstid er på 10,3 timer høsten 2007 og 16,6 timer høsten 2008 (se nærmere definisjoner nedenfor).

Analyseutvalget som vi benytter ekskluderer 8,4 % av individene. De fleste individene som ikke inkluderes i analysene er ikke født i 1986. 4,5 % av kohorten er født tidligere og 1,2 % er født i 1987.² I tillegg er det noen observasjoner som mangler karakterinformasjon,

² Det er forholdsvis mange 1. generasjons innvandrere som er født før 1986 (32,7 %). Det er også relativt mange av dem som ikke starter videregående opplæring høsten 2002 som er født før 1986 (18,9 %).

informasjon om hjemstedskommune og en eller flere andre bakgrunnsvariable. Til sammen gir dette et analyseutvalg på 51 430 individer.³

Tabell 2.1. Beskrivelse av kohorten som avsluttet grunnskolen i 2002

	Alle observasjoner	Analyseutvalg
Andel født 1986, prosent	94,4	100,0
Gjennomsnittskarakter fra grunnskolen	3,88	3,89
Jente, prosent	48,4	48,5
Innvandrere, 1. generasjon, prosent	5,80	3,71
Innvandrere, 2. generasjon, prosent	1,84	1,73
Mor utdanning utover grunnskole, prosent	67,0	68,5
Far utdanning utover grunnskole, prosent	73,2	74,9
Startet på studieforbereende studieretning i 2002, prosent	45,3	46,1
Startet på yrkesfaglig studieretning i 2002, prosent	49,3	50,4
Startet ikke videregående opplæring i 2002, prosent	5,35	3,43
Fullført videregående opplæring på normert tid, prosent	55,3	57,4
Fullført videregående opplæring innen 5 år, prosent	65,5	67,7
Observasjoner	55 972	51 430

Tabell 2.1 beskriver også analyseutvalget. Det skiller seg noe fra hele kohorten. I analyseutvalget har foreldrene et noe høyere utdanningsnivå, det er en mindre andel innvandrere, det er en større andel som starter videregående opplæring høsten 2002, og det er en større andel som fullfører. Dette er et utslag av at det er en årsak til at individer er forsinket i grunnskolen (født før 1986), samt at fullføringsgraden i videregående opplæring er lav blant dem som mangler grunnskolekarakterer.

2.2. Sysselsetting

Sysselsettingsinformasjon er hentet fra ForløpsDatabasen Trygd (FD-Trygd), se Akselsen mfl. (2007) for beskrivelse av FD-Trygd. FD-Trygd er en forløpsdatabase som inneholder tidsperioder individer er under ulike trygde- og stønadsordninger, sysselsetting, m.m. Varigheten av en bestemt tilstand kan derfor beregnes eksakt i antall dager. Falch og Nyhus (2009) og Falch mfl. (2010) benytter kun sysselsettingsinformasjon fram til og med 2006,

³ Dette er 194 flere individer enn det som var inkludert i Falch mfl. (2010). Vi har gjennomført en kritisk gjennomgang av variable med manglende informasjon, og har blant annet tilordnet kommunenummer til en del individer basert på grunnkretsnummer. Det gir mindre manglende informasjon for regionale variable.

mens andre utfallsvariable i disse rapportene var tilgjengelig til og med 2007. I denne rapporten benytter vi i hovedsak sysselsettingsinformasjon for 2008. Vi starter imidlertid med å presentere analyser for sysselsetting høsten 2007 som er direkte sammenlignbar med analysene for andre utfallsvariable i Falch mfl. (2010). Deretter gjennomfører vi mer detaljerte analyser for 2008.

Hvis man skal ha kun ett mål på sysselsetting, så er antall ukentlige arbeidstimer best egnet. Gjennomsnittstall vil da reflektere både andelen som er sysselsatt og hvor stor stillingsprosent de sysselsatte har.

Siden fullføring av videregående opplæring innen 5 år for 2002-kohorten innebærer fullføring seinest våren 2007, benyttet Falch mfl. (2010) situasjonen høsten 2007 når de analyserer effekten av manglende fullføring på sannsynligheten for ulike utfall. For hvert enkelt individ blir andelen av dagene i perioden 1. september til 31. desember som individet var registrert i det relevante utfallet beregnet. Vi bruker samme tilnærming her for antall arbeidstimer høsten 2007, slik at arbeidstid høsten 2007 er antall timer som individet jobbet i en gjennomsnittlig uke. Tabell 2.2 viser at i gjennomsnitt jobbet individene i underkant av 10,5 timer per uke. Dette er et lavt tall, sannsynligvis både fordi mange er i utdanning og fordi det kan ta tid fra avsluttet skolegang til man har et fast arbeidsforhold. Andelen som var registrert i videregående opplæring gikk ned fra 14 % våren 2007 til 6 % høsten 2008, se Falch og Nyhus (2009).

Analysene for høsten 2008 vil eksplisitt ta hensyn til at mange er i utdanning. Vi vil da skille mellom sysselsetting i deltidstilling og heltidstilling. Spesielt for deltid og heltid er det ikke opplagt hvordan man skal lage gjennomsnittsmål for en lengre periode. Vi velger derfor å fokusere på en enkelt dag og benytter informasjon for 15. oktober 2008. Tabell 2.2 viser at gjennomsnittlig arbeidstid 15. oktober 2008 var på drøyt 16,5 timer, betydelig høyere enn året før. Økt arbeidstid skyldes både at flere er i jobb, og at de som er i jobb arbeider flere timer.⁴

Tabell 2.2 viser at 15. oktober 2008 var 36 % sysselsatt i hel stilling (30 timer eller mer i uken). Om lag like mange har utdanning som hovedbeskjeftigelse. Enkelte individer er i data

⁴ Høsten 2007 var det 61,4 % som arbeider mindre enn 5 timer i gjennomsnitt, mens 15. oktober 2008 var det 41,8 % som arbeidet så lite. I den andre enden av skalaen var det henholdsvis 18,0 % og 29,7 % som arbeidet over 37 timer høsten 2007 og 2008.

registret både i utdanning og som sysselsatt i hel stilling. I vår klassifisering regnes disse som sysselsatt.⁵ Av de som er klassifisert med utdanning som hovedbeskjeftigelse, så er det 61,5 % som ikke er sysselsatt og 38,5 % som har deltidsstilling. De fleste er i høyere utdanning, men 10 % i denne gruppen er registrert i videregående opplæring.

Tabell 2.2. Sysselsetting for kohorten som avsluttet grunnskolen i 2002

	Alle observasjoner	Analyseutvalg
Høst 2007		
Arbeidstimer	10,3	10,4
15. oktober 2008		
Arbeidstimer	16,6	16,8
Sysselsatt i hel stilling (minst 30 timer per uke), prosent	35,5	36,0
Utdanning og ikke sysselsatt i hel stilling, prosent	37,1	38,3
Deltidsstilling (sysselsatt i under 30 timer per uke) og ikke i utdanning, prosent	9,0	8,9
Ikke sysselsatt eller i utdanning, prosent	18,4	16,9
Observasjoner	55 972	51 430

Tabell 2.2 viser at relativt få er ansatt i deltidsstillinger, dvs. en ukentlig arbeidstid på under 30 timer, uten å være i utdanning (9 %). Den siste gruppen som er inkludert er individer som verken er registrert i sysselsetting eller i utdanning. Hele 17 % er registrert i denne tilstanden. Det inkluderer blant annet individer som er arbeidssøkere eller mottakere av offentlig stønad. Denne gruppen inkluderer også en del andre forhold, for eksempel individer som er på reise eller avtjener verneplikt. Ved 22-årsalder er det få som avtjener verneplikt. De aller fleste kvinner som er registrert med fødselspenger er også registrert sysselsatt.

Tabell 2.2 viser også at det er liten forskjell i sysselsetting mellom analyseutvalget og hele kohorten. Den største forskjellen er for tilstanden ikke-i-jobb ikke-i-utdanning. 18,4 % av kohorten er verken registrert sysselsatt eller i utdanning, mens det gjelder 16,9 % for analyseutvalget.

⁵ Det er 19,3 % av individene som er klassifisert som sysselsatt i hel stilling som også er registrert i utdanning.

2.3. Videregående opplæring og sysselsetting

Vi vil i kapittel 4 analysere hvordan fullført videregående opplæring og grunnskolekarakterer, samt en rekke andre faktorer, påvirker sysselsetting. Vi gir her en deskriptiv beskrivelse av disse sammenhengene.

Tabell 2.3 viser at dem som ikke har fullført videregående opplæring innen 5 år i gjennomsnitt arbeider flere timer enn dem som har fullført. Høsten 2007 var differansen på 2,5 timer, mens den økte til 3,1 timer høsten 2008. En viktig grunn til dette synes å være at sannsynlighet for å være i utdanning er større ved fullføring. Av dem som har fullført er det 50 % som har utdanning som hovedbeskjeftigelse høsten 2008, mens det kun gjelder 13 % av dem som ikke har fullført. Ved manglende fullføring er det større sannsynlighet både for å være sysselsatt i hel stilling og i deltidsstilling. Det er imidlertid verdt å merke seg at det for denne gruppen også er en betydelig større sannsynlighet for verken å være sysselsatt eller i utdanning. Hele 31 % er ikke-i-jobb ikke-i-utdanning, mens det gjelder 10 % av dem som har fullført.

Tabell 2.3. Sysselsetting og fullført videregående opplæring, analyseutvalget

	Fullført	Ikke fullført	Differanse
Høst 2007			
Arbeidstimer	9,6	12,1	-2,5
15. oktober 2008			
Arbeidstimer	15,8	18,9	-3,1
Sysselsatt i hel stilling, prosent	32,3	43,6	-11,3
Utdanning og ikke sysselsatt i hel stilling, prosent	50,4	13,1	37,3
Deltidsstilling og ikke i utdanning, prosent	7,4	12,1	-4,7
Ikke sysselsatt eller i utdanning, prosent	10,0	31,2	-21,2
Observasjoner	34 799	16 631	51 430

Noe av differansene i tabell 2.3 skyldes at elevene velger ulik karrierevei allerede rett etter grunnskolen. De som velger å starte en yrkesfaglig studieretning er nok mer motivert for å komme raskt i sysselsetting enn elever som velger en studieforberedende studieretning.

I tabell 2.4 grupperer vi individene avhengig av hvilken type studieretning de startet på høsten 2002. For individene som startet en studieforberedende studieretning går alle differansene i

samme retning som i tabell 2.3. Utslagene for arbeidstimer, utdanning og sysselsetting i hel stilling er imidlertid større. For individer som startet en yrkesfaglig studieretning er imidlertid situasjonen noe annerledes. For denne gruppen er antall arbeidstimer størst blant dem som har fullført. Differansen er ikke stor, men det skyldes at tilbøyeligheten for mer utdanning er størst blant dem som har fullført også her. Det er slik at mange av dem som startet en yrkesfaglig studieretning skifter studieretning underveis i opplæringen, og fullfører med studiekompetanse i stedet for yrkeskompetanse.

Tabell 2.4. Sysselsetting og valg av studieretning, analyseutvalget

	Startet studieforberedende			Startet yrkesfag			Startet ikke vgo		
	Fullført	Ikke fullført	Diff	Fullført	Ikke fullført	Diff	Fullført	Ikke fullført	Diff
Høst 2007									
Arbeidstimer	6,0	10,3	-4,3	14,3	13,3	1,0	8,4	8,4	0,0
15. oktober 2008									
Arbeidstimer	11,4	17,4	-6,0	21,6	20,1	1,5	14,1	13,9	0,2
Sysselsatt i hel stilling, prosent	19,1	38,2	-19,1	49,7	47,2	2,5	27,9	31,5	-3,6
Utdanning og ikke sysselsatt i hel stilling, prosent	68,1	21,0	47,1	27,2	10,4	16,8	48,1	10,9	37,2
Deltidsstilling og ikke i utdanning, prosent	5,9	13,0	-7,1	9,2	11,9	-2,7	9,9	11,3	-1,4
Ikke sysselsatt eller i utdanning, prosent	6,9	27,8	-20,9	13,9	30,5	-16,6	14,1	46,3	-32,2
Observasjoner	19 562	4 170	23 732	14 904	11 030	25 934	333	1 431	1 764

Når det gjelder gruppen som ikke startet direkte i videregående opplæring rett etter grunnskolen, er det 19 % som likevel fullfører innen 5 år. Tabell 2.4 viser at i denne gruppen er andelen som er ikke-i-jobb ikke-i-utdanning på samme nivå som for gruppen som startet en yrkesfaglig studieretning og fullførte. Men blant majoriteten som ikke har fullført er det nesten 50 % som er ikke-i-jobb ikke-i-utdanning.

Tabell 2.5 viser på en enkel måte at det også er en sammenheng mellom karakternivå fra grunnskolen og sysselsetting. Tabellen viser at sysselsetting i 22-års alder er sterkt knyttet til karakternivået man hadde i grunnskolen. Individer med karakterer under gjennomsnittet arbeider flere timer enn individer med karakterer over gjennomsnittet. Differansen er på 5,5 timer høsten 2007 og 7,2 timer høsten 2008. Differansen er altså større enn for fullført

videregående opplæring eller ikke. Statistikken for høsten 2008 viser at dette skyldes større differanse for sysselsetting i hel stilling og mindre differanse for ikke-i-jobb ikke-i-utdanning.

Tabell 2.5. Sysselsetting og grunnskolekarakterer, analyseutvalget

	Grunnskole- karakter over gjennomsnitt	Grunnskole- karakter under gjennomsnitt	Differanse
Høst 2007			
Arbeidstimer	7,8	13,4	-5,6
15. oktober 2008			
Arbeidstimer	13,4	20,6	-7,2
Sysselsatt i hel stilling, prosent	25,3	47,7	-22,4
Utdanning og ikke sysselsatt i hel stilling, prosent	58,3	16,4	41,9
Deltidsstilling og ikke i utdanning, prosent	6,7	11,3	-4,6
Ikke sysselsatt eller i utdanning, prosent	9,8	24,6	-14,8
Observasjoner	26 943	24 487	51 430

3. Empirisk metode

Estimering av konsekvenser av å fullføre videregående opplæring er krevende fordi fullføring til en viss grad er et individuelt valg. Valgene påvirkes av karakteristika ved individene og deres interesser og innsats. For å estimere en årsakssammenheng er det derfor viktig at modellen inkluderer alle relevante forhold som påvirker fullføring. Vi ønsker å sammenligne ”sammenlignbare” individer, men der noen har fullført videregående opplæring og andre har det ikke.

Siden grunnskolekarakterer uten sammenligning er den viktigste faktoren for om videregående opplæring fullføres eller ikke, se Falch mfl. (2010), er det viktig at karakterene inkluderes i den empiriske modellen. Hvis det ikke gjøres risikerer man at de estimerte effektene av fullført videregående opplæring reflekterer ulikt initialt kunnskapsnivå og ikke det som skjer i videregående opplæring. Den første kohorten med informasjon om grunnskolekarakterer i SSBs registre er kohorten som avsluttet grunnskolen i 2002. Alle analysene i denne rapporten er derfor basert på denne kohorten. Modellen inkluderer også en rekke andre variable som kan tenkes å påvirke sannsynligheten for å fullføre videregående opplæring.

Et annet valg som må gjøres er hvordan sysselsetting skal klassifiseres. Vi vil benytte både arbeidstimer og indikatorvariabler for sysselsetting i hel stilling og deltidsstilling.

Vi vil tilnærme oss estimeringsproblemet på tre måter. For det første vil vi estimere modeller for ukentlig arbeidstid ved bruk av minste kvadraters metode. Modellen inkluderer en rekke observerbare forhold som påvirker fullføring. Arbeidstid er en kontinuerlig variabel som varierer fra null til 40 timer i uka. Resultatene fra denne analysen må sees i sammenheng med effekter på andre utfallsvariable, blant annet utdanning, som er presentert i Falch mfl. (2010). Den andre tilnærmingen benytter rikere informasjon om utfallene for individene enn kun arbeidstimer. Ved denne tilnærmingen vil vi eksplisitt ta hensyn til at fullføring påvirker sannsynligheten for å være i utdanning i 22-års alder. Estimeringsmetoden som benyttes er en såkalt multinomisk logit modell. Modellen estimerer hvordan de ulike forklaringsvariablene isolert sett påvirker sannsynligheten for å være i ulike tilstander. For det tredje vil vi redusere analyseutvalget til å inkludere kun individer som ”nesten” fullfører videregående opplæring

og individer som ”bare så vidt” fullfører. Ved å sammenligne disse gruppene kan det argumenteres for at man er bedre i stand til å identifisere årsakssammenhenger.

3.1. *Minste kvadraters metode*

Vi vil estimere følgende modell med vanlig minste kvadraters metode.

$$(1) \quad \text{Sys}_i = \alpha + \beta_1 \cdot F_i + \beta_2 \cdot K_i + \beta_3 \cdot X_i + \beta_4 \cdot Z_i + \beta_5 \cdot V_i + \mu_i$$

Sys_i er antall arbeidstimer for individ i . Forklaringsvariablene som inkluderes er en indikator for om videregående opplæring er fullført innen 5 år etter avsluttet grunnskole, F , gjennomsnittskarakteren fra grunnskolen, K , et sett med observerbare individ- og familie-kjennetegn, X , et sett av geografiske og regionale variable, Z , samt et sett av variable som beskriver individets valg høsten 2002 knyttet til videregående opplæring, V . μ_i er et stokastisk restledd. α og β er parametre som skal estimeres.

Individ- og familie-kjennetegn som inkluderes i modellen er kjønn, 8 indikatorer for foreldrenes utdanningsnivå, 2 indikatorer for innvandrerbakgrunn og indikatorer for mottak av grunn- eller hjelpestønad før fylte 18 år. Geografiske og regionale variable som inkluderes er knyttet til individets bosted ved avslutning av grunnskolen. Vi inkluderer indikatorer for fylke, arbeidsledighet, relativ lønn, nærings sammensetning og utdanningsnivået i arbeidsstyrken i den økonomiske regionen, samt antall unike studieretninger og skoler innen 50 km reiseavstand fra bosted.⁶ Til slutt inkluderes indikatorvariable for studieretningen individet startet på høsten 2002 (ikke oppstart er en egen gruppe) og antall elever på skolen eleven startet på. Appendikset gir en oversikt over variablene som inngår i modellen.

Ved denne tilnærmingen estimeres effekten av fullført videregående opplæring basert på å sammenligne individer som er lik så langt vi kan observere. For eksempel viser tabellene over en negativ sammenheng mellom fullføring og antall arbeidstimer. Men denne ”råe” differansen kan i prinsippet utelukkende skyldes at elever med svake grunnskolekarakterer ønsker mindre utdanning og derfor starter å jobbe i yngre alder enn dem med gode karakterer. Fullføring har i dette tilfellet ingen selvstendig effekt på antall arbeidstimer. Fullføring vil da kun reflektere forhold som er bestemt før 16-års alder. Ved å estimere modeller som

⁶ Se Falch mfl. (2010) for en nærmere beskrivelse av disse variablene.

inkluderer grunnskolekarakterer og andre variable, sammenlignes betydningen av å fullføre for individer med like karakterer og som er lik langs de andre observerbare dimensjonene. I den grad vi observerer alle relevante faktorer som påvirker fullføring, så vil denne modellen gi et anslag på den ”rene” effekten av fullføring; en årsakssammenheng. Den vil også gi estimater på selvstendige effekter av grunnskolekarakterer og de andre variablene i modellen.

3.2. *Multinomisk logit modell*

Denne tilnærmingen benytter rikere informasjon om individene enn kun arbeidstimer. Ved denne tilnærmingen vil vi eksplisitt ta hensyn til at fullføring påvirker sannsynligheten for å være i utdanning i 22-års alder. Utdanning reflekterer ikke svak arbeidsmarkedstilknytning, men snarere en investering i bedre arbeidsmarkedstilknytning og inntekt i framtiden. Vi står derfor overfor en situasjon hvor utfallsvariabelen inkluderer flere ulike situasjoner; arbeidstid, som kan være kort eller lang, og utdanning. Det krever en estimeringsmetode som kan sammenligne utfall som ikke kan rangeres innbyrdes. Mens man kan si at hel stilling reflekterer en bedre arbeidsmarkedstilknytning enn deltidsstilling, kan ikke sysselsetting uten videre rangeres i forhold til utdanning. Den vanlige empiriske metoden i slike tilfeller er multinomisk logit.

Den multinomiske logit modellen er en generalisert logit modell som tillater at den avhengige variabelen kan ha flere utfall. En vanlig logit modell omfatter kun to tilstander, for eksempel en modell for ”fullført videregående opplæring eller ikke” eller en modell for ”arbeidssøker eller ikke”. Men på samme måte som en ordinær logit modell krever multinomisk logit at utfallene spesifiseres som indikatorer, og at de er gjensidig utelukkende. Modellen som estimeres kan skrives som

$$(2) \quad Ssh(Y_i = j) = \Lambda(\alpha + \beta_1 \cdot F_i + \beta_2 \cdot K_i + \beta_3 \cdot X_i + \beta_4 \cdot Z_i + \beta_5 \cdot V_i)$$

Λ beskriver en logistisk funksjonsform, Y er utfallsvariabelen som inkluderer flere tilstander, og Ssh er en forkortelse for sannsynlighet. Modellen estimerer altså hvordan en forklaringsvariabel påvirker sannsynligheten for en bestemt tilstand.

Vi vil skille mellom tilstandene ”i utdanning”, ”sysselsatt i hel stilling” ”sysselsatt i deltidstilling” og ”ikke-i-jobb ikke-i-utdanning”. Metoden krever at tilstandene er gjensidig utelukkende. Hvert individ kan og må klassifiseres i kun en tilstand. Hvordan dette skal gjøres er ikke helt opplagt i vårt tilfelle fordi en del som er i utdanning også har et arbeidsforhold. Vi har valgt å tenke i form av hovedbeskjeftigelse, og betrakter jobb som hovedbeskjeftigelse når man har hel stilling og utdanning som hovedbeskjeftigelse når man har deltidstilling. Deltidstilling er ikke uvanlig blant studenter, mens det er krevende å kombinere full jobb med normert studieprogresjon. Dette er i tråd med oppdelingen i tabellene i kapittel 2.

En ulempe med multinomisk logit er at de estimerte koeffisientene er krevende å tolke. Siden ethvert individ må være i en tilstand, vil en variabel som øker sannsynligheten for en tilstand nødvendigvis redusere sannsynligheten for minst en annen tilstand. I stedet for å rapportere de estimerte koeffisientene fra modellen, vil vi rapportere marginaleffekter. Et eksempel kan belyse dette. Hva skjer når gjennomsnittskarakteren fra grunnskolen øker med ett karakterpoeng? Vi vil rapportere hvor mange prosentpoeng sannsynlighetene for de fire tilstandene endres. Disse endringene vil summere seg til null.

3.3. Estimering basert på mer sammenlignbare grupper

Det kan være uobserverbare faktorer som påvirker sysselsetting som ikke er inkludert som forklaringsvariable i vår modell. I den grad slike variable også er korrelert med sannsynligheten for å fullføre videregående opplæring, vil det gi feilaktig estimat på den sanne årsakssammenhengen. Vi har for eksempel ikke et fullverdig mål på støtte og oppfølging fra foreldrene. Det kan være slik at god oppfølging hjemmefra både bidrar til økt sannsynlighet for bedre tilstand som ung voksen og fullføring av videregående opplæring. Når vi ikke har gode mål på oppfølging fra foreldrene, kan betydningen av dette fanges opp av de estimerte effektene av fullføringsvariabelen ved tilnærmingen over. Det at vi inkluderer foreldrenes utdanningsbakgrunn, som sannsynligvis fanger opp noe av denne sammenhengen, kan bety at dette problemet ikke er stort. Men det er nødvendigvis ukjent hvor stort problemet er med potensielt viktige forklaringsfaktorer som er utelatt fra modellen.

For å belyse om dette er viktig, sammenligner vi ved denne tilnærmingen individer som er forholdsvis like i forhold til fullføring. Hvis vi kan identifisere en gruppe individer der

fullføring eller ikke i hovedsak er en tilfeldighet, kan effekten av fullføring avdekkes ved en enkel sammenligning av gruppene. Vi ønsker å identifisere en gruppe som ”bare så vidt” fullfører og en annen gruppe som ”nesten” fullfører.

Vi følger her Falch mfl. (2010) og definerer gruppene basert på vitnemål. Den første gruppen er definert basert på vitnemål fra videregående opplæring. Siden det kun er på studieforberedende retning at alle som fullfører får vitnemål med karakterer, begrenser vi utvalget til individer som startet en studieforberedende retning høsten 2002.

Gruppen som ”bare så vidt” fullfører definerer vi som individer med gjennomsnittskarakter lavere enn 3,65 på vitnemålet fra videregående opplæring. Dette er fjerdedelen med svakest gjennomsnittskarakter. Vi utelater altså 3/4 av dem som har fullført. Gruppen som ”nesten” fullfører definerer vi som at gjennomsnittskarakteren fra grunnskolen var på minst 3,1. Denne grensen er satt slik at vi utelater fjerdedelen med svakest grunnskolekarakterer. I tillegg inkluderer vi kun individer som har vært minst 6 semester i videregående opplæring. Dette utelater ytterligere 10 % fra gruppen. Utvalget består dermed av 5 837 individer som har fullført med relativt svakt resultat og 2 881 individer som ”nesten” har fullført.

Hvis denne ”matchingen” av ”behandlingsgruppe” (har fullført videregående opplæring) og ”kontrollgruppe” (har ikke fullført) er slik at det kun er en tilfeldighet hvilken gruppe et individ havner i, er det tilstrekkelig å sammenligne gjennomsnittsutfall i gruppene for å avdekke en årsakssammenheng. Siden det kan stilles spørsmål ved om denne forutsetningen er oppfylt, gjennomfører vi også samme regresjonen ved denne tilnærmingen som vi gjør for hele utvalget. På denne måten kontrollerer vi for at det kan være gjenværende observerbare forskjeller mellom de to gruppene.

Siden denne analysen er begrenset til individer som startet på en studieforberedende studieretning høsten 2002, kan ikke resultatene uten videre sammenlignes med resultater basert på alle individer. Delutvalget som brukes er selektert på den måten at alle individer som ikke startet en studieforberedende studieretning er ekskludert. Dette diskuteres nærmere i forbindelse med analysene nedenfor.

4. Sysselsettingseffekter av fullført videregående opplæring

Betydningen av utdanning er mye studert i samfunnsvitenskapene. Denne litteraturen tyder på at det er spesielt stor avkastning av å fullføre utdanning på mellomnivået ("upper secondary education", "high school" eller lignende). Tidligere norske studier på eldre kohorter tyder på at det er slik også i Norge (Hægeland mfl., 1999). Levin mfl. (2006) og Belfield og Levin (2007) sine undersøkelser av betydningen av å fullføre "high school" i USA gir et bilde av store konsekvenser både for arbeidsmarkedstilknytning og andre forhold. Oreopoulos (2007) studerer hvordan utdanningslengde påvirker tilknytningen til arbeidslivet ved å utnytte variasjoner i obligatorisk utdanningsnivå. Han estimerer dermed ikke den direkte effekten av fullført utdanning på videregående nivå, men effekten av noe mer obligatorisk utdanning. Han finner til dels store positive effekter på arbeidsmarkedsdeltakelse.

En annen interessant norsk studie er Bratsberg mfl. (2010). De studerer variasjon i inntekt for individer som ikke fullfører videregående opplæring samt overgangen fra skole til arbeidsliv. De finner blant annet at lange perioder utenfor jobb eller utdanning bidrar til å redusere arbeidsmarkedstilknytningen, og at den prosessen avhenger av familiebakgrunn.

Vi begynner dette kapittelet med en analyse for sysselsetting høsten 2007. Sysselsetting måles som gjennomsnittlig ukentlige arbeidstimer. Disse analysene er direkte sammenlignbare med modellene i Falch mfl. (2010), og gir et utfyllende bilde på konsekvenser av å fullføre videregående opplæring. En svakhet med å benytte informasjon fra 2007 i analysene er at det er gått kort tid etter videregående opplæring. Vi definerer fullført videregående opplæring som kompetanseoppnåelse innen 5 år etter avsluttet grunnskole, det vil si seinest våren 2007. For de som faktisk avsluttet denne våren kan det gå noe tid å få jobb.

I resten av kapittelet studerer vi situasjonen høsten 2008. Det er da gått lengre tid siden videregående opplæring. Først sammenligner vi modellen for arbeidstid med resultatene for høsten 2007. Deretter gjør vi en mer detaljert analyse som tar hensyn til at mange har valgt å være i utdanning.

I den første delen av kapittelet fokuserer vi på effekten av fullført videregående opplæring og grunnskolekarakter. Den siste delen av kapittelet diskuterer betydningen av de andre variablene i modellen.

4.1. *Arbeidstid høsten 2007*

Formålet med dette kapittelet er først og fremst å utfylle analysene i Falch mfl. (2010).

Tabell 4.1 viser regresjonsresultater med arbeidstid høsten 2007 som avhengig variabel. Fullføring av videregående opplæring er estimert til å øke arbeidstiden med 0,6 timer, og effekten er klart signifikant utsagnskraftig. Alt annet likt (samme karakternivå, samme familiebakgrunn, samme studieretningsvalg, samme regionale forhold), så øker fullføring arbeidstiden, selv om fullføring også øker sannsynligheten for å være i utdanning.

Mange av dem som har fullført videregående opplæring er i høyere utdanning. Utdanning kan sees på som en investering i god arbeidsmarkedstilknytning i framtiden. Det er derfor sterk grunn til å tro at effekten på arbeidsmarkedstilknytningen av å fullføre er betydelig sterkere enn det som estimatet på 0,6 timer gir inntrykk av. Egentlig er det overraskende at det er en positiv effekt på arbeidstid når vi studerer hele kohorten. Den positive effekten på arbeidstid skyldes sannsynligvis delvis at mange som ikke har fullført ikke er i jobb og delvis at mange som er i utdanning jobber i tillegg. I alle fall er det slik at den negative sammenhengen mellom arbeidstimer og fullføring i tabell 2.3 skyldes andre forhold.

Vi skal ta eksplisitt hensyn til utdanningsvalget i kapittel 4.2. Her nøyer vi oss med en indirekte tilnærming for å belyse at effekten på arbeidsmarkedstilknytning er stor. Den andre kolonnen i tabell 4.1 rapporterer resultatene fra en estimering som inkluderer kun individer som ikke er i utdanning. For dette utvalget har fullføring av videregående opplæring stor betydning. Fullføring fører til en økning i den ukentlige arbeidstiden med hele 3,8 timer. Det er en betydelig effekt sammenlignet med gjennomsnittlig arbeidstid.

Tabell 4.1. Modeller for arbeidstid

	September-desember 2007		15. oktober 2008	
	Hele utvalget	Individer ikke i utdanning	Hele utvalget	Individer ikke i utdanning
Fullført vgo	0.62*** (0.18)	3.81*** (0.22)	0.98*** (0.19)	4.47*** (0.24)
Grunnskolekarakter	-0.97*** (0.15)	0.58*** (0.19)	-1.60*** (0.15)	1.20*** (0.18)
Kvinne	-1.97*** (0.24)	-2.77*** (0.39)	-1.51*** (0.23)	-2.70*** (0.30)
1. generasjon innvandrere	-1.40*** (0.37)	-1.68*** (0.59)	-1.22*** (0.33)	-2.27*** (0.58)
2. generasjon innvandrere	-1.70*** (0.46)	-1.79** (0.68)	-1.73*** (0.52)	-1.60** (0.65)
Far videregående skole	-0.12 (0.16)	0.27 (0.22)	0.017 (0.18)	0.48** (0.23)
Mor videregående skole	-0.26 (0.16)	-0.10 (0.22)	-0.18 (0.15)	0.30 (0.18)
Far høyere utdanning, lavere grad	-1.36*** (0.23)	-0.74 (0.46)	-2.04*** (0.26)	-1.22*** (0.42)
Mor høyere utdanning, lavere grad	-1.06*** (0.16)	-0.75** (0.29)	-1.79*** (0.19)	-0.95*** (0.28)
Far høyere utdanning, høyere grad	-2.05*** (0.21)	-2.17*** (0.52)	-3.64*** (0.28)	-2.47*** (0.79)
Mor høyere utdanning, høyere grad	-1.91*** (0.38)	-3.01** (1.24)	-3.54*** (0.47)	-4.19*** (1.17)
Far uoppgitt utdanning	-1.49*** (0.34)	-1.57*** (0.50)	-2.18*** (0.40)	-1.87*** (0.59)
Mor uoppgitt utdanning	-1.58*** (0.50)	-1.33* (0.73)	-1.24** (0.61)	-0.36 (0.79)
Grunnstønad	-0.54 (0.38)	-0.85 (0.57)	-0.61 (0.50)	-1.02 (0.70)
Hjelpestønad	-1.94*** (0.36)	-1.96*** (0.45)	-3.67*** (0.56)	-4.20*** (0.67)
Observasjoner	51 430	26 148	51 430	28 166
R ²	0.123	0.096	0.124	0.092

Note: I tillegg til rapporterte variable inkluderer modellene indikatorer for bostedsfylke, studieretning høsten 2002, samt regional- og arbeidsmarkedsvariable. De fullstendige modellene er rapportert i Appendiks tabell A1. Estimerte standardavvik som er justert for heteroskedastisitet og klustering på regionnivå er gjengitt i parentes. ***, **, * indikerer statistisk utsagnskraftig effekt på henholdsvis 1 %, 5 % og 10 % signifikansnivå.

For akkurat den samme modellformuleringen som i kolonne 1 i tabell 4.1 finner Falch mfl. (2010) at fullført videregående opplæring reduserer sannsynligheten for å være arbeidssøker med 2,6 prosentpoeng, reduserer sannsynligheten for å motta offentlig stønad med 5,7 prosentpoeng, og øker sannsynligheten for å være i utdanning med 9,5 prosentpoeng. Disse fire tilstandene (tre tilstander analysert av Falch mfl. samt arbeidstimer analysert her) er ikke gjensidig utelukkende, men gir et klart bilde av at arbeidsmarkedstilknytningen bedres betraktelig ved fullføring av videregående opplæring. Til tross for en sterk effekt på å være i utdanning, øker fullføring gjennomsnittlig arbeidstid.

Det er også flere andre forhold som påvirker arbeidstiden. De fullstendige modellene er rapportert i Appendiks tabell A1. Effekten av hver enkelt variabel skal tolkes som at verdien på alle andre variable i modellen er konstant.

Falch mfl. (2010) viser at spesielt grunnskolekarakterene er av stor betydning for situasjonen høsten 2007. Siden grunnskolekarakterene også har en sterk effekt på sannsynligheten for å fullføre videregående opplæring, er det viktig å kontrollere for disse for at gruppene som har fullført og ikke fullført skal være sammenlignbare. Det er først og fremst fordi grunnskolekarakterer er inkludert i modellen i tabell 4.1 at effekten av fullført videregående opplæring framstår som positiv. Den enkle sammenligningen i tabell 2.3 viser at individer som har fullført videregående opplæring i gjennomsnitt arbeider 3,1 timer *mindre* i uken enn dem som ikke har fullført. Når vi estimerer en modell som kun tar hensyn til grunnskolekarakterer, som altså sammenligner individer som har fullført vs. ikke fullført med samme karakternivå, finner vi at de som har fullført arbeider 1,1 timer *mer* enn dem som ikke har fullført. Den negative differansen ved den enkle råde sammenligningen skyldes altså utelukkende at det ikke er tatt hensyn til kompetansenivået ved oppstart på videregående opplæring.

I modellen som inkluderer alle individer er det en sterk negativ effekt av karakterer på arbeidstid. Arbeidstiden reduseres med 1 time når grunnskolekarakteren bedres med ett karakterpoeng. Dette må ses i sammenheng med at mange av individene med relativt gode karakterer er i utdanning høsten 2007. For utvalget som utelukker individer som er i utdanning er effekten positiv og på 0,6 arbeidstimer. Begge effektene er statistisk utsagnskraftig på 1 % signifikansnivå.

Tabellen viser også at kvinner har lavere arbeidstid enn menn, gitt grunnskolekarakterer, om videregående opplæring er fullført eller ikke, og alle andre variable i modellen. Dette skyldes ikke fødselspermisjon fordi de aller fleste som får fødselspenger er registrert som sysselsatt. Tabellen viser også at personer med innvandrerbakgrunn arbeider mindre enn norskfødte med norskfødte foreldre, alt annet likt. Individer som mottar grunnstønning er ikke mindre i arbeid enn individer som ikke mottar slik stønad, alt annet likt, mens det påvises en negativ sammenheng mellom det å motta hjelpestønning og arbeidstid.

Det ser også ut til å være en negativ effekt av foreldrenes utdanningsnivå på individenes arbeidstid. For eksempel er arbeidstiden 2 timer lavere når mor har høyere grad fra høyere utdanning (mastergrad eller tilsvarende) enn hvis hun kun har grunnskoleutdanning. Effektene av mors og fars utdanning er veldig like. Disse resultatene må tolkes i lys av resultatene i Falch mfl. (2010) som finner en positiv og signifikant effekt av foreldrenes utdanningsnivå på sannsynligheten for å være i utdanning. Dette viser vi også i kapittel 4.3. Men samtidig viser analysen for delutvalget som ikke er i utdanning (andre kolonne i tabell 4.1) også en negativ sammenheng mellom arbeidstid og foreldrenes utdanningsnivå. Effektene er faktisk av om lag samme størrelsesorden i dette delutvalget som for hele analyseutvalget. Det betyr at effekten av foreldrenes utdanning på arbeidstid ikke er avhengig av om individet er i utdanning eller ikke. Både for individer som er i utdanning og individer som ikke er i utdanning er arbeidstiden negativt relatert til foreldrenes utdanningsnivå. Det kan skyldes at for 22-åringer med lavt utdannede foreldre er egen inntekt viktigere for å finansiere livsopphold enn for 22-åringer med høyt utdannede foreldre. Dette må eventuelt være tilfelle uavhengig av om man er i utdanning eller ikke.

4.2. Arbeidstid oktober 2008

Den andre delen av tabell 4.1 viser regresjonsresultatene med arbeidstid målt den 15. oktober 2008 som avhengig variabel. Det er altså to avvik i forhold til den forrige modellen. For det første studerer vi her situasjonen ett år senere, etter at det er gått mer tid siden videregående opplæring normalt er avsluttet. For det andre ser vi på situasjonen en bestemt dag i stedet for et gjennomsnitt for hele høsten. Fokuset på en bestemt dag gjør inndelingen i ulike utfall i analysene nedenfor enklere. Resultatene i dette kapitlet er direkte sammenlignbar med resultatene nedenfor i den forstand at den avhengige variabelen er målt på samme tidspunkt.

For sysselsetting i oktober 2008 er fullføring av videregående opplæring estimert til å øke arbeidstiden med 1 time, mens økningen er estimert til 4,5 timer for individene som ikke er registrert i utdanning. På samme måte som for modellen for 2007 er det altså en positiv effekt når modellen estimeres på hele utvalget, til tross for at den "råe" differansen er negativ som vist i tabell 2.3.

Effektene i 2008 framstår som noe større enn effektene i 2007. Når de estimerte effektene for 2007 og 2008 skal sammenlignes, må man imidlertid ta hensyn til at gjennomsnittlig arbeidstid er større i 2008 enn i 2007. De prosentvise effektene er veldig like. For modellene basert på alle individer, så er effekten på 6,0 % av gjennomsnittlig arbeidstid i 2007 og 5,8 % av gjennomsnittlig arbeidstid i 2008.⁷

Ett karakterpoeng bedre grunnskolekarakter er estimert å føre til en reduksjon i arbeidstiden på 1,6 timer i 2008, mens arbeidstiden øker med 1,2 timer for individene som ikke er registrert i utdanning. Disse effektene har samme fortegn som i modellen for 2007. I forhold til gjennomsnittlig arbeidstid, er effektene på henholdsvis -9,3 % og -9,5 % i 2007 og 2008 i modellen som inkluderer alle individene.

De estimerte effektene er altså veldig lik i 2007 og 2008 når vi betrakter dem i forhold til gjennomsnittlig arbeidstid, mens de er større i 2008 når vi måler effektene i antall arbeidstimer. Det siste kan i prinsippet skyldes at vi for høsten 2008 måler arbeidstid på et bestemt tidspunkt mens vi for høsten 2007 måler gjennomsnittlig arbeidstid over en lengre periode. Vi har også estimert modeller der vi benytter gjennomsnittlig arbeidstid i løpet av hele 2008 som avhengig variabel. Dette gir resultater som er veldig lik resultatene for 2008 i tabell 4.1. Den estimerte effekten av fullført videregående opplæring er 1,1 arbeidstimer (vs. 1,0 for 15. oktober 2008) og den estimerte effekten av grunnskolekarakterer er -1,5 arbeidstimer (vs. -1,6 for 15. oktober 2008). Det synes derfor som et robust funn at effektene av fullføring og grunnskolekarakterer målt i arbeidstimer er større i 2008 enn i 2007.

For de andre variablene i modellen er også de prosentvise effektene veldig lik i 2007 og 2008. Ett unntak er kvinneeffekten. Den er estimert til å være noe mindre i 2008 enn i 2007. For

⁷ For utvalget som ikke er i utdanning er effektene på henholdsvis 26,6 % og 19,8 % av gjennomsnittlig arbeidstid for de relevante individene.

modellen som inkluderer alle individer går effekten ned fra -18,9 % til -9,0 %. Dette tyder på at kvinner trenger noe lengre tid enn menn på å komme inn i arbeidsmarkedet.

4.3. *Multinomisk logit modell for oktober 2008*

I dette delkapittelet gjøres en mer detaljert inndeling av den avhengige variabelen. Vi skiller eksplisitt mellom sysselsetting og utdanning. Dette krever en inndeling i spesifikke tilstander siden variable med kontinuerlige verdier (som for eksempel arbeidstid) på noen tilstander ikke er mulig å håndtere i estimeringsmodeller.

Vår inndeling er nærmere beskrevet i kapittel 2. Vi skiller mellom fire tilstander; (i) sysselsatt i hel stilling (minst 30 timer i uka), (ii) registrert i utdanning og ikke sysselsatt i hel stilling (iii) sysselsatt i deltidsstilling (under 30 timer i uka) og ikke i utdanning og (iv) ikke sysselsatt eller i utdanning. Den siste tilstanden vil vi også benevne ”ikke-i-jobb ikke-i-utdanning”.⁸ Sysselsettingstilstandene måles per 15. oktober 2008, mens vi for utdanning benytter informasjon om registrering på noen form for utdanning høsten 2008. Dette inkluderer både høyere utdanning, videregående opplæring, og eventuell annen utdanning som folkehøgskole.

I diskusjonen nedenfor antas det å være sysselsatt i hel stilling eller i utdanning som de mest positive utfallene. Tilstanden ikke-i-jobb ikke-i-utdanning betraktes som et uttrykk for svak arbeidsmarkedstilknytning. Deltidsstilling er i en mellomkategori. Vi kjenner ikke til omfanget av ufrivillig deltid i den relevante aldersgruppen.

Vi rapporterer effektene av de ulike forklaringsvariablene som marginale effekter på sannsynlighetene for å være i de 4 ulike tilstandene. Fordi disse tilstandene er gjensidig utelukkende, vil summen av effektene alltid summere seg til null. For eksempel forventer vi at fullført videregående opplæring bedrer arbeidsmarkedstilknytningen. Hvis effekten på sannsynligheten for ikke-i-jobb ikke-i-utdanning er negativ, må sannsynligheten for å være i minst en av de tre andre tilstandene øke.

⁸ Alle tilstander som verken er sysselsetting eller utdanning er klassifisert som ikke-i-jobb ikke-i-utdanning. Det inkluderer blant annet ”friår” og manglende aktivitet på grunn av sykdom. Verneplikt inngår også her, men få avtjener verneplikt så sent som ved 22-årsalder. Falch (2011) viser at om lag 2¼ % av 22-årige menn avtjener verneplikt.

4.3.1. Betydningen av fullført videregående opplæring

Tabell 4.2 viser at det er kraftige effekter av å fullføre videregående opplæring. Marginal-effekten er statistisk utsagnskraftig for alle tilstandene individene kan befinne seg i. Fullføring medfører at sannsynligheten for å være ikke-i-jobb ikke-i-utdanning reduseres med 14,5 prosentpoeng. Dette er i tråd med f.eks. resultatene for arbeidstid i tabell 4.1 og utdanning i Falch mfl. (2010) som viser at fullføring bedrer arbeidsmarkedstilknytningen. Samtidig er denne effekten noe mindre enn den rene sammenligninga mellom gruppene i tabell 2.3. Noe av den svakere arbeidsmarkedstilknytning for dem som ikke har fullført kan forklares av de andre variablene i modellen.

Den reduserte sannsynligheten for å være utenfor arbeidsmarkedet og utdanningssystemet som følger av å fullføre videregående opplæring motsvares av større sannsynlighet for å være i utdanning. Fullføring øker sannsynligheten for å være i utdanning med hele 20 prosentpoeng. Når det gjelder sannsynligheten for å være sysselsatt, så er det negative og forholdsvis små effekter. Sannsynligheten for å være sysselsatt i hel stilling reduseres med 2,4 prosentpoeng og sannsynligheten for deltidsstilling reduseres med 3,1 prosentpoeng. Dette kan altså ikke tolkes som negative effekter på arbeidsmarkedstilknytning, men er et resultat av at sannsynligheten for å være i utdanning øker mye. De fire marginaleffektene av fullført videregående opplæring summeres til null ($-14,5 + 20,0 - 2,4 - 3,1 = 0$). Alle disse effektene er mindre enn de råe sammenligningene i tabell 2.3.

Tabell 4.2. Marginaleffekter fra multinomisk logit modell

	Sysselsatt i hel stilling	Utdanning og ikke sysselsatt i hel stilling	Sysselsatt i deltidsstilling	Ikke sysselsatt eller i utdanning
Fullført vgo	-0.025*** (0.005)	0.200*** (0.007)	-0.031*** (0.004)	-0.145*** (0.005)
Grunnskolekarakter	-0.072*** (0.005)	0.175*** (0.005)	-0.032*** (0.002)	-0.072*** (0.003)
Kvinne	-0.099*** (0.009)	0.032*** (0.007)	0.059*** (0.004)	0.009* (0.005)
1. generasjon innvandrere	-0.048*** (0.011)	0.009 (0.012)	0.004 (0.009)	0.035*** (0.012)
2. generasjon innvandrere	-0.087*** (0.016)	0.082*** (0.022)	0.018 (0.016)	-0.014 (0.010)
Far videregående skole	-0.014** (0.006)	0.036*** (0.007)	-0.006** (0.003)	-0.016*** (0.004)
Mor videregående skole	-0.014*** (0.005)	0.034*** (0.006)	-0.004 (0.003)	-0.016*** (0.003)
Far høyere utdanning, lavere grad	-0.069*** (0.007)	0.096*** (0.007)	-0.013*** (0.004)	-0.013** (0.006)
Mor høyere utdanning, lavere grad	-0.059*** (0.006)	0.084*** (0.006)	-0.012*** (0.004)	-0.012** (0.005)
Far høyere utdanning, høyere grad	-0.108*** (0.013)	0.146*** (0.010)	-0.024*** (0.006)	-0.016 (0.012)
Mor høyere utdanning, høyere grad	-0.127*** (0.020)	0.118*** (0.015)	0.008 (0.011)	0.001 (0.017)
Far uoppgitt utdanning	-0.061*** (0.012)	0.045*** (0.015)	-0.008 (0.008)	0.024** (0.012)
Mor uoppgitt utdanning	-0.053*** (0.017)	0.071*** (0.017)	0.0001 (0.008)	-0.018 (0.012)
Grunnstønad	-0.018 (0.017)	-0.007 (0.018)	0.006 (0.009)	0.019 (0.012)
Hjelpestønad	-0.081*** (0.016)	0.018 (0.020)	-0.002 (0.008)	0.065*** (0.015)

Note: I tillegg til rapporterte variable inkluderer modellen indikatorer for bostedsfylke, studieretning høsten 2002, samt regional- og arbeidsmarkedsvariable. 51 430 observasjoner. Den fullstendige modellen er rapportert i Appendiks tabell A2. Estimerte standardavvik som er justert for heteroskedastisitet og klustering på regionnivå er gjengitt i parentes. ***, **, * indikerer statistisk utsagnskraftig effekt på henholdsvis 1 %, 5 % og 10 % signifikansnivå.

De estimerte effektene framstår imidlertid som større enn effektene som Falch mfl. (2010) finner basert på separate modeller for utdanning, arbeidssøkerstatus og mottaker av offentlig stønad. Når det gjelder arbeidsmarkedstilknytning, er gruppen ikke-i-jobb ikke-i-utdanning mer omfattende enn både arbeidssøkerstatus og stønadsmottaker. Ingen av disse målene i Falch mfl. (2010) inkluderer uføretrygd, sykdom og andre årsaker til manglende registrering. Det er derfor ikke overraskende at vi får større effekt i analysene her. Når det gjelder sannsynligheten for å være i utdanning, ser det ut til at den sterkere effekten vi estimerer her delvis skyldes at effekten er noe sterkere i 2008 (individene er 22 år) enn i 2007 (individene er 21 år) samt at estimeringsmetoden her er mer fleksibel.

4.3.2. Betydningen av grunnskolekarakterer

Effektene av nivået på grunnskolekarakterene er kvalitativt lik effekten av å fullføre videregående opplæring. En økning i gjennomsnittskarakteren med ett karakterpoeng fører til 7,2 prosentpoeng mindre sannsynlighet for å være ”ikke-i-jobb ikke-i-utdanning”, 3,2 prosentpoeng mindre sannsynlighet for å være i deltidsstilling, 7,2 prosentpoeng mindre sannsynlighet for å være i hel stilling, og 17,5 prosentpoeng større sannsynlighet for å være i utdanning.

For å sammenligne de estimerte effektene av fullført videregående opplæring og grunnskolekarakterer, må man ta hensyn til at variasjonen i karakterer (fra 1 til 6) er større enn variasjonen i fullført (fra 0 til 1). Variasjon målt ved standardavvik er om lag dobbelt så stor for karakterer. Når det gjelder tilstanden ikke-i-jobb ikke-i-utdanning, så er effekten av fullføring (-14,5 prosentpoeng) dobbelt så stor som effekten av grunnskolekarakterer (-7,2 prosentpoeng). Det betyr at betydningen av det som skjer i grunnskolen målt ved karakternivå og betydningen av det som skjer i videregående målt ved fullføring er av samme størrelsesorden når det gjelder arbeidsmarkedstilknytning. Dette er samme konklusjon som i Falch mfl. (2010).

Når det gjelder sannsynligheten for å være i utdanning, så er effektene av grunnskolekarakterer og fullføring nesten like (henholdsvis 0,18 og 0,20). Det betyr at betydningen av karakterer er større enn betydningen av å fullføre. Det er også i tråd med resultatene i Falch mfl. (2010). Dette motsvares av en relativt stor karaktereffekt på sysselsetting. Som for arbeidstimer finner vi at bedre grunnskolekarakterer har en klar negativ effekt på

sysselsetting. De negative effektene på sysselsetting i hel stilling skyldes økt tilbøyelighet til å være i utdanning. Det at grunnskolekarakterer og fullført videregående opplæring reduserer sannsynligheten for deltidssysselsetting (effekt på -3 prosentpoeng for begge variablene) er det imidlertid rimelig å tro skyldes bedre arbeidsmarkedstilknytning.

4.3.3. Betydningen av andre individ- og familiekarakteristika

Vi vil her kommentere effektene av de andre variablene i tabell 4.2. Det er bemerkelsesverdig at alle effekter på sannsynligheten for sysselsetting i hel stilling som er rapportert i tabell 4.2 er negative, mens alle effekter på sannsynligheten for å være i utdanning - med ett insignifikant unntak - er positive. Det betyr at sannsynligheten for å være sysselsatt i hel stilling er størst for "referanseindividet", mens sannsynligheten for å være i utdanning er minst for referanseindividet. Referanseindividet er en norskfødt mann med svakest mulig grunnskolekarakterer og med norskfødte foreldre som begge kun har grunnskoleutdanning. Han har ikke mottatt grunn- eller hjelpestønad før fylte 18 år, og han har ikke fullført videregående opplæring.

For kvinner er det 0,9 prosentpoeng større sannsynlighet for å være ikke-i-jobb ikke-i-utdanning enn for menn, alt annet likt (grunnskolekarakter, familiebakgrunn, studieretning, oppvekstfylke, regionale arbeidsmarkedsforhold og fullført vgo eller ikke). Dette er en liten effekt sammenlignet med effekten på arbeidstid i tabell 4.1, og effekten er statistisk signifikant kun på 10 % nivå. Effekten på arbeidstid er sterkere fordi sannsynligheten for deltidstilling er større og sannsynligheten for hel stilling er mindre for kvinner. Kvinner er også mer tilbøyelig til å være i utdanning, alt annet likt.

Når det gjelder 1. generasjons innvandrere, har de svakere arbeidsmarkedstilknytning enn norskfødte med norskfødte foreldre. Det motsvares av en lavere sannsynlighet for å være sysselsatt i hel stilling. 2. generasjons innvandrere har ikke svakere arbeidsmarkedstilknytning enn norskfødte med norskfødte foreldre. De har signifikant lavere sannsynlighet for å være sysselsatt i hel stilling, men det skyldes at de er i utdanning i større grad. Vi finner altså at 2. generasjons innvandrere har en bedre arbeidsmarkedstilknytning enn 1. generasjons innvandrere, alt annet likt, fordi der 1. generasjons innvandrere havner i gruppen ikke-i-jobb ikke-i-utdanning havner 2. generasjons innvandrere i gruppen i utdanning.

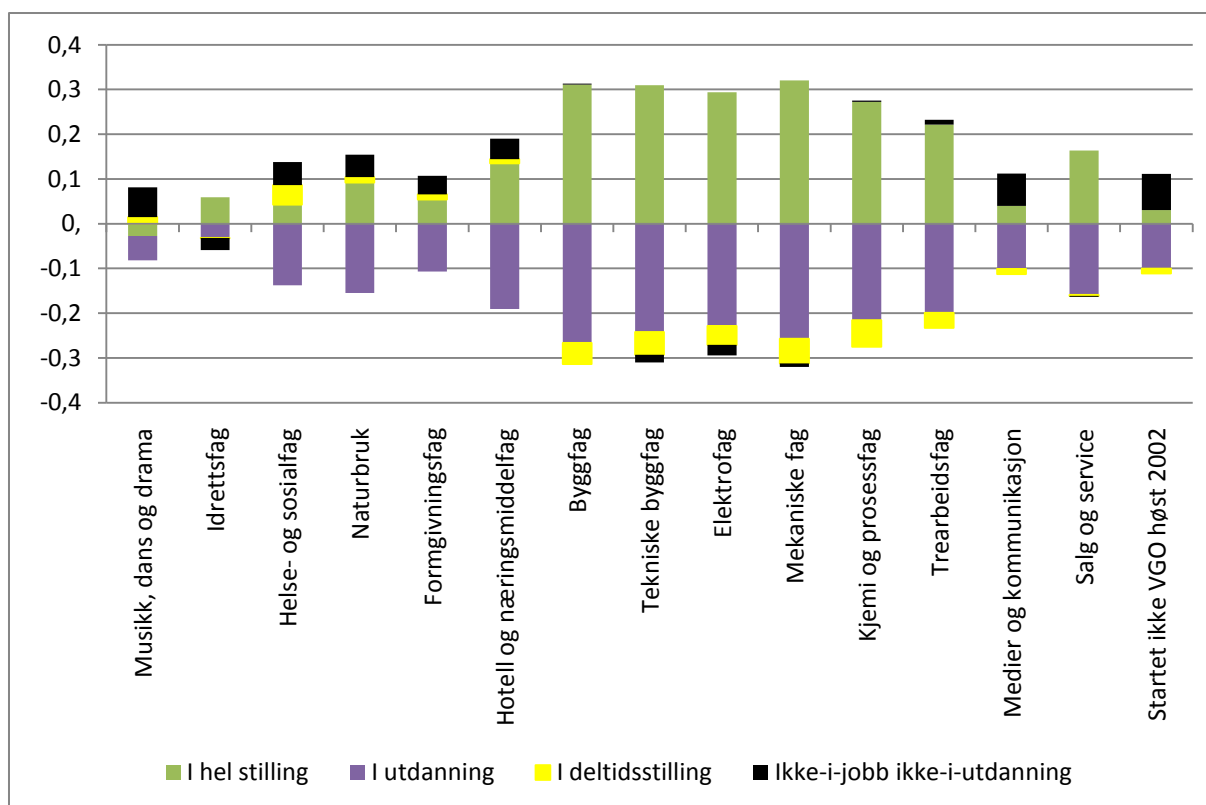
Foreldrenes utdanningsnivå, gitt nivået på andre de andre variablene i modellen, har kun en liten effekt på arbeidsmarkedstilknytningen. For sannsynligheten for å være verken i jobb eller utdanning utgjør foreldre med videregående som høyeste utdanning og foreldre med kun grunnskole ytterpunktene. Sannsynligheten for ikke-i-jobb ikke-i-utdanning er 1.6 prosentpoeng lavere for den første gruppen enn for den andre gruppen. Men foreldrenes utdanningsnivå har en betydelig indirekte effekt på arbeidsmarkedstilknytningen siden dette er den viktigste prediktoren for kunnskapsnivået ved avslutningen av grunnskolen. Dette kunnskapsnivået har stor betydning for arbeidsmarkedstilknytningen både direkte og ved å øke sannsynligheten for å fullføre videregående opplæring.

Foreldrenes utdanningsnivå har en betydelig effekt på valget mellom utdanning og sysselsetting. Også her er effektene av mors og fars utdanning veldig like. Når man sammenligner individer som begge har fullført videregående opplæring, har samme karakternivå fra grunnskolen, og har lik verdi på de andre variablene i modellen, så er sannsynligheten for å være i utdanning 12 prosentpoeng høyere hvis mor har høyere grad fra høyere utdanning enn hvis hun har kun grunnskoleutdanning. Dette motsvares av lavere sannsynlighet for å være sysselsatt i hel stilling. Betydningen av foreldrenes utdanningsnivå for valget mellom utdanning og sysselsetting er tilnærmet lineær. Dess mer utdanning foreldrene har, dess større er sannsynligheten for at utdanning velges og dess mindre er sannsynligheten for sysselsetting i hel stilling.

4.3.4. Betydning av valg av studieretning

Det var 15 unike studieretninger høsten 2002. I modellen har vi inkludert indikatorer for hvilken studieretning individet startet på høsten 2002, altså direkte etter avsluttet grunnskole.

Figur 4.1 presenterer marginaleffektene. De er også rapportert i Appendiks tabell A2. Vi benytter studieretningen ”allmenne, økonomiske og administrative fag” som referanseretning. Det betyr at alle effekter som presenteres er relativ til om individet hadde startet på denne retningen, gitt alle andre variable i modellen. Figuren viser at effektene for de 4 tilstandene summerer seg til null for hver studieretning. Søylen i figurene er for hver enkelt studieretning like høye på den positive og negative siden. Effekter på over 0,03 i absoluttverdi er i hovedsak statistisk utsagnskraftig på 5 % nivå, se appendikstabellen for detaljer.



Figur 4.1. Studieretningseffekter. Allmenne, økonomiske og administrative fag er referanseretning

De klart sterkeste utslagene er at oppstart på en del yrkesfaglig studieretning øker sannsynligheten for at man er sysselsatt i hel stilling og reduserer sannsynligheten for å være i utdanning, sammenlignet med allmenne fag, alt annet likt. Det gjelder retningene byggfag, tekniske byggfag, elektrofag, mekaniske fag og kjemi- og prosessfag.⁹ For disse studieretningene er effektene så store som 30 prosentpoeng når det gjelder sysselsetting i hel stilling og rundt 25 prosentpoeng når det gjelder utdanning. Årsaken til at oppstart på disse ”guttedominerte” studieretningene er relatert til gunstige sysselsettingsutfall kan ikke belyses med våre data. Det kan skyldes en gunstig seleksjon til disse linjene, slik at de som starter her er mer motivert enn andre elever med ellers like karakteristika. Det kan også skyldes at disse fagene er mer etterspurt i arbeidslivet enn kunnskap fra andre yrkesfaglige retninger. For det tredje kan opplæringsopplegget på disse studieretningene være bedre enn på andre retninger slik at få elever skifter retning og ender opp med studiekompetanse i stedet for yrkeskompetanse.

⁹ Studieretningene elektrofag og mekaniske fag er relativt store yrkesfaglige studieretninger. Det er om lag 4 000 elever som starter på disse studieretningene, som er av samme størrelsesorden som helse- og sosialfag og formgivingsfag (se Falch mfl., 2010). Studieretningene med opptak på mindre enn 1 000 elever, tekniske byggfag, kjemi- og prosessfag og trearbeidsfag, ble slått sammen med andre studieretninger i forbindelse med Kunnskapsløftet.

For vurdering av arbeidsmarkedstilknytningen er effektene på ikke-i-jobb ikke-i-utdanning av størst interesse. Som man kan se fra figur 4.1 er sannsynligheten for å havne i denne tilstanden størst ved oppstart på en av studieretningene musikk, dans og drama, helse- og sosialfag, naturbruk, formgivningsfag, hotell- og næringsmiddelfag og medier og kommunikasjon. Sannsynligheten for å få svak arbeidsmarkedstilknytning i 22-års alder er 4–7 prosentpoeng større ved oppstart på en av disse studieretningene sammenlignet med oppstart på allmenne fag. I tillegg er det negativt ikke å starte i videregående opplæring rett etter avsluttet grunnskole. For denne gruppen er sannsynligheten for ikke-i-jobb ikke-i-utdanning 8 prosentpoeng større enn for gruppen som startet allmenne fag.

Studieretningene som ser ut til å gi best arbeidsmarkedstilknytning er idrettsfag og elektrofag. Ved oppstart på disse retningene er sannsynligheten for å havne i tilstanden ikke-i-jobb ikke-i-utdanning om lag 2,5 prosentpoeng mindre enn ved oppstart på allmenne fag.

Sannsynligheten for deltidsstilling er størst ved oppstart på studieretningen helse- og sosialfag og lavest ved oppstart på ”guttedominerte” studieretninger. Helse- og sosialfag øker både sannsynligheten for sysselsetting i hel stilling og deltidsstilling i forhold til allmenne fag, mens for de guttedominerte studieretningene øker sannsynligheten for sysselsetting i hel stilling delvis på bekostning av sysselsetting i deltidsstilling.

Vi har så langt antatt at betydningen av å fullføre er lik uavhengig av hvilken studieretning som velges. Vi har estimert en gjennomsnittseffekt for alle studieretningene. Men det kan være slik at den positive effekten på sysselsettingssannsynligheten for de guttedominerte studieretningene drives av dem som fullfører, mens de som ikke fullfører ikke skiller seg fra individer som har startet på andre studieretninger.

Vi har undersøkt dette med å estimere en mer fleksibel modell der effekten av å fullføre er spesifikk for hver studieretning. Vi finner da at for alle de guttedominerte studieretningene byggfag, tekniske byggfag, elektrofag, mekaniske fag og kjemi- og prosessfag er sannsynligheten for sysselsetting i hel stilling betydelig større enn for allmenne fag både for dem som fullfører og for dem som ikke fullfører. I forhold til dem som startet på allmenne fag og ikke fullfører er sannsynligheten for sysselsetting i hel stilling typisk om lag 20 prosentpoeng større uten fullføring og om lag 40 prosentpoeng større ved fullføring. Igjen motsvares

disse effektene i hovedsak av lavere sannsynlighet for å være i utdanning. For sannsynligheten for å være verken i jobb eller utdanning er betydningen av fullføring relativt lik for de fleste studieretningene. To unntak er studieretningene for elektrofag og medier og kommunikasjon. For elektrofag er lav sannsynlighet for denne tilstanden utelukkende knyttet til dem som ikke fullfører mens for medier og kommunikasjon er høy sannsynlighet for denne tilstanden utelukkende knyttet til dem som har fullført.

4.3.5. Betydningen av lokalt arbeidsmarked, reiseavstander og fylke

Effekter av de lokale arbeidsmarkedsvariablene som er inkludert i modellen er rapportert i Appendiks tabell A2. Disse er målt i den økonomiske regionen individet bodde ved avslutningen av grunnskolen. Basert på blant annet pendlingsstatistikk har SSB definert 90 økonomiske regioner, se Hustoft mfl. (1999). Vi finner at verken arbeidsledighet, andel sysselsatt i primærnæringer, industri og bygg og anlegg eller estimert lønnspremie av å fullføre videregående opplæring har noen effekter. Derimot finner vi at en økning i andel sysselsatte i regionen som har kun grunnskoleutdanning øker sannsynligheten for å være sysselsatt i hel stilling og reduserer sannsynligheten for å være i utdanning.

Modellen inkluderer også mål på geografisk nærhet til studieretninger og videregående skoler. Disse variablene er målt fra grunnskretsen individet bodde i ved avslutningen av grunnskolen. Resultatene tyder på at individer som har få unike studieretninger å velge mellom innenfor en reiseavstand på 50 km er mer tilbøyelig til å være i utdanning og mindre tilbøyelig til ikke-i-jobb ikke-i-utdanning enn andre, alt annet likt. En økning i antall unike studieretninger innen en reiseavstand på 50 km fra null til 10 er estimert til å ha effekter på henholdsvis 4,5 og -2,7 prosentpoeng. Falch mfl. (2010) finner at geografisk nærhet til studieretninger øker sannsynligheten for å fullføre videregående opplæring, spesielt for fullføring på normert tid. Resultatene vi finner her kan kanskje være et utslag av at utdanningen blir noe forsinket når man er oppvokst i et område med et svakt videregående opplæringstilbud.

Til slutt inkluderer modellen fylkesspesifikke effekter. Det er noen signifikante forskjeller mellom fylkene. Sannsynligheten for tilstanden ikke-i-jobb ikke-i-utdanning er lavest i Akershus, Rogaland og Finnmark, gitt alle de andre variablene i modellen. Det er interessant at individer som er oppvokst i Nord-Norge, som er fylkene med klart lavest fullføringsgrad i videregående opplæring, ikke skiller seg ut i forhold til arbeidsmarkedstilknytning. Dette er

imidlertid betinget på om videregående opplæring er fullført eller ikke. Fordi det er færre som fullfører i disse fylkene vil et tilfeldig individ ha svakere arbeidsmarkedstilknytning siden sannsynligheten for at dette tilfeldige individet ikke har fullført er relativt stor i forhold til fylkene i Sør-Norge.

Sannsynligheten for å være sysselsatt i hel stilling er størst i Rogaland og lavest i Hedmark, Oppland og Telemark, mens sannsynligheten for å være i utdanning er størst i Akershus, Hedmark, Oppland, Telemark, Sogn og Fjordane og Møre og Romsdal.

4.3.6. Heterogene effekter av fullført videregående opplæring

I dette underkapittelet vil vi undersøke om effekten av å fullføre videregående opplæring avhenger av kjønn eller av om individet startet på en studieforbereende eller yrkesfaglig studieretning.

Vi starter med å estimere separate modeller for kvinner og menn. Tabell 4.3 viser at effekten på alle tilstandene er noe større for kvinner enn for menn, men at forskjellene er forholdsvis små. Fullføring reduserer sannsynligheten for ikke-i-jobb ikke-i-utdanning med 15,6 prosentpoeng for kvinner og 12,6 prosentpoeng for menn. Det er en indikasjon på at fullføring er viktigere for kvinner enn for menn. Videre reduseres også sannsynligheten for å være i jobb mest for kvinner (3,0 vs. 1,4 prosentpoeng for hel stilling og 3,8 vs. 2,7 prosentpoeng for deltidsstilling). Motstykket til dette er at effekten på sannsynligheten for å være i utdanning er større for kvinner enn for menn (22,4 vs. 16,7 prosentpoeng).

Tabell 4.3. Effekten av fullført videregående opplæring, separate modeller for kvinner og menn

	Sysselsatt i hel stilling	Utdanning og ikke sysselsatt i hel stilling	Sysselsatt i deltidsstilling	Ikke sysselsatt eller i utdanning
Kvinner	-0.030*** (0.008)	0.224*** (0.013)	-0.038*** (0.007)	-0.156*** (0.007)
Menn	-0.014*** (0.007)	0.167*** (0.006)	-0.027*** (0.004)	-0.126*** (0.007)

Note: Samme modellspesifikasjoner som i modellen rapportert i tabell 4.2.

Når det gjelder valg av studieretning viser tabell 4.4 at det påvirker effekten av å fullføre videregående opplæring vesentlig. Det er ikke overraskende siden fullføring av en studieforberedende retning gir en annen kompetanse (studiekompetanse) enn fullføring av en yrkesfaglig studieretning (yrkeskompetanse).

Tabell 4.4. Effekten av fullført videregående opplæring, separate modeller avhengig av studieretning

	Sysselsatt i hel stilling	Utdanning og ikke sysselsatt i hel stilling	Sysselsatt i deltidsstilling	Ikke sysselsatt eller i utdanning
Oppstart studieforberedende studieretning i 2002	-0.153*** (0.010)	0.349*** (0.011)	-0.046*** (0.004)	-0.150*** (0.007)
Oppstart yrkesfaglig studieretning i 2002	0.078*** (0.007)	0.067*** (0.007)	-0.020*** (0.005)	-0.125*** (0.006)

Note: Samme modellspekifikasjoner som i modellen rapportert i tabell 4.2.

Ved oppstart på en studieforberedende studieretning øker fullføring sannsynligheten for å være i utdanning med hele 35 prosentpoeng. Det er en positiv effekt også for dem som startet en yrkesfaglig retning (7 prosentpoeng), noe som sannsynligvis skyldes at mange av disse fullfører med studiekompetanse i stedet for yrkeskompetanse. Motstykket til dette er at fullføring blant dem som startet på en studieforberedende retning reduserer sannsynligheten for sysselsetting. Ved manglende fullføring velges jobb i stedet for mer utdanning. Ved oppstart på en yrkesfaglig studieretning har fullføring en klar positiv effekt på sannsynligheten for å være sysselsatt i hel stilling som forventet. Når det gjelder arbeidsmarkedstilknypning, er effektene kun svakt relatert til valg av studieretning. Vi finner at effekten av å fullføre er noe større for dem som starter på studieforberedende enn for dem som starter en yrkesfaglig studieretning (15,0 vs. 12,5 prosentpoeng).

4.4. Analyser basert på mer sammenlignbare grupper

Det kan være uobserverbare faktorer som ligger bak effektene av fullføring som er estimert over. For å belyse om uobserverbare faktorer er viktig for de estimerte effektene av å fullføre videregående opplæring, sammenligner vi her individer som er forholdsvis like i forhold til fullføring. Vi reduserer utvalget til å inkludere kun individer som enten ”bare så vidt” fullfører eller ”nesten” fullfører. Dette er mer sammenlignbare grupper med hensyn til

fullføring enn i analysene over. Kriteriene utvalget er basert på er beskrevet i kapittel 3. Dette er eksakt samme kriterier som benyttet av Falch mfl. (2010). Utvalget består av 5 837 individer som har fullført med relativt svakt resultat og 2 881 individer som ”nesten” har fullført. Alle startet på en studieforbereende studieretning høsten 2002.

Siden denne analysen er begrenset til individer som startet på en studieforbereende studieretning høsten 2002, kan ikke effektene som estimeres her uten videre sammenlignes med resultatene for hele analyseutvalget i tabell 4.2. Derimot kan effektene sammenlignes med resultatene for regresjonen basert på individene som startet en studieforbereende studieretning som er rapportert i første del av tabell 4.4.

Den første raden i tabell 4.5 gjengir fra tabell 2.4 gjennomsnittlig differanse mellom dem som har fullført og dem som ikke har fullført videregående opplæring for individer som startet på en studieforbereende retning høsten 2002. Den andre raden i tabell 4.5 viser differansen for utvalget med sammenlignbare grupper. Hvis det skal være en årsakssammenheng av fullført videregående opplæring på tilstander etterpå, må det være forskjeller her. Tabellen viser at det er differanser i samme retning for begge utvalgene, men betydelig mindre i utvalget med sammenlignbare grupper. For alle tilstandsvariablene om lag halveres differansene.

Tabell 4.5. Differanse fullført vs. ikke fullført videregående opplæring for tilstandsvariablene, delutvalg

	Observasjoner	Sysselsatt i hel stilling	Utdanning og ikke sysselsatt i hel stilling	Sysselsatt i deltidsstilling	Ikke sysselsatt eller i utdanning
Alle som startet studieforbereende studieretning	23 732	-0.191	0.471	-0.071	-0.209
Sammenlignbare grupper	8 718	-0.088	0.298	-0.056	-0.154

Note: Utvalget ”sammenlignbare grupper” inkluderer kun individer som startet på en studieforbereende studieretning høsten 2002, og som enten (i) har fullført med svake karakterer eller som (ii) ikke har fullført men som hadde relativt gode grunnskolekarakterer og har vært minst 6 semester i videregående opplæring.

Hvis fullføring av videregående opplæring er en tilfeldighet i utvalget med sammenlignbare grupper, representerer differansene i tabell 4.5 årsakssammenhenger. Det er derfor interessant å sammenligne disse med de estimerte effektene i første rad i tabell 4.4. De estimerte

effektene der er veldig lik differansene for sammenlignbare grupper. Den eneste forskjellen er at de estimerte effektene for utdanning er noe større (34,9 vs. 29,8 prosentpoeng) og for sysselsetting noe mer negativ (-15,3 vs. -8,8 prosentpoeng). Det at resultatene er så like er en veldig klar indikasjon på at vår estimeringsmodell fanger opp de vesentligste forhold som er av betydning for sysselsetting, utdanning og fullføring av videregående opplæring.

Hvis fullføring av videregående opplæring er en tilfeldighet i utvalget med sammenlignbare grupper, impliserer det også at andre observerbare kjennetegn skal være lik for de to gruppene. Da følger betydningen av å fullføre direkte fra den enkle sammenlikningen i siste rad i tabell 4.5. I en regresjonsanalyse som inkluderer andre variabler vil de andre variablene være uten betydning.

Tabell 4.6 rapporterer regresjonsresultater for den samme modellspesifikasjonen som tidligere, men for utvalget med sammenlignbare grupper. Tabellen viser at effekten av fullføring er tilnærmet identisk med differansene rapportert i tabell 4.5 for alle tilstandsvariablene. Det tyder på at gruppene består av veldig "like" individer, unntatt om de har fullført eller ikke. En regresjonsanalyse gir ikke mer informasjon om betydningen av å fullføre videregående opplæring enn en enkel sammenlikning av gruppene.

Imidlertid er det noen variable som har statistisk signifikante effekter i denne modellen. For eksempel er effektene av grunnskolekarakterene veldig lik det vi fant for modellen som benytter hele kohorten i tabell 4.2. Det er også klart signifikante effekter av flere andre variable, blant annet kjønn og foreldrenes utdanningsnivå.

Tabell 4.6. Marginaleffekter fra multinomisk logit modell, sammenlignbare grupper

	Sysselsatt i hel stilling	Utdanning og ikke sysselsatt i hel stilling	Sysselsatt i deltidsstilling	Ikke sysselsatt eller i utdanning
Fullført vgo	-0.084*** (0.008)	0.288*** (0.015)	-0.054*** (0.008)	-0.151*** (0.012)
Grunnskolekarakter	-0.035*** (0.007)	0.148*** (0.013)	-0.036*** (0.007)	-0.076*** (0.012)
Kvinne	-0.075*** (0.013)	0.094*** (0.014)	0.026*** (0.008)	-0.045*** (0.012)
1. generasjon innvandrere	-0.044*** (0.016)	0.050* (0.026)	0.019 (0.016)	-0.025 (0.019)
2. generasjon innvandrere	-0.092*** (0.012)	0.131*** (0.027)	0.029* (0.017)	-0.067*** (0.024)
Far videregående skole	-0.021* (0.011)	0.033** (0.016)	-0.012 (0.009)	-0.0001 (0.018)
Mor videregående skole	-0.018** (0.009)	0.060*** (0.014)	-0.007 (0.007)	-0.036*** (0.010)
Far høyere utdanning, lavere grad	-0.039*** (0.011)	0.070*** (0.019)	-0.002 (0.012)	-0.029* (0.017)
Mor høyere utdanning, lavere grad	-0.036*** (0.008)	0.083*** (0.019)	-0.024** (0.011)	-0.024* (0.012)
Far høyere utdanning, høyere grad	-0.077*** (0.013)	0.096*** (0.021)	-0.003 (0.013)	-0.016 (0.017)
Mor høyere utdanning, høyere grad	-0.084*** (0.017)	0.093*** (0.033)	-0.033** (0.016)	0.024 (0.028)
Far uoppgitt utdanning	-0.056** (0.027)	-0.003 (0.029)	0.001 (0.022)	0.057** (0.027)
Mor uoppgitt utdanning	-0.018 (0.026)	0.062 (0.043)	-0.071*** (0.012)	0.028 (0.037)
Grunnstønad	-0.009 (0.030)	0.035 (0.050)	0.010 (0.033)	-0.037 (0.038)
Hjelpestønad	-0.035 (0.028)	0.017 (0.040)	-0.026 (0.021)	0.043 (0.035)

Note: 8 718 observasjoner. Samme modellspesifikasjon som i modellen rapportert i tabell 4.2.

Dette kan være en indikasjon på at gruppene ikke er helt sammenliknbare likevel, og at også denne modellspesifikasjonen kan overvurdere årsakssammenhengen mellom fullført videregående opplæring og situasjonen etterpå. Vi tror årsaken til at det er utslag av flere variable er at gruppene ikke er forsøkt gjort sammenliknbar langs disse dimensjonene. Vi har utelukkende prøvd å gjøre gruppene sammenliknbar med hensyn til videregående opplæring,

slik at fullføring kan betraktes som en tilfeldighet. På dette punktet ser det ut som at vi har lyktes siden de "råe" differansene er identisk med de estimerte effektene i modellen som tar hensyn til en rekke andre forhold.

4.5. Oppsummering

Fullføring av videregående opplæring eller ikke har store konsekvenser for sysselsetting, utdanning og arbeidsmarkedstilknytning. Vi finner at sannsynligheten for å være verken i jobb eller i utdanning på høsten det året man fyller 22 år reduseres med 12-15 prosentpoeng når videregående opplæring fullføres innen 5 år etter avsluttet grunnskole. Vi får samme estimat i flere delutvalg, inkludert et utvalg som er designet slik at fullføring i størst mulig grad skal framstå som en tilfeldighet. Denne effekten er stor når man tar i betraktning at det i gjennomsnitt er 17 % i denne aldersgruppen som er ikke-i-jobb ikke-i-utdanning. Arbeidsmarkedstilknytningen bedres betraktelig av å fullføre videregående opplæring.

Fullføring har stor effekt på sannsynligheten for å være i utdanning. Dette er naturlig fordi høyere utdanning krever at videregående opplæring er fullført. I gjennomsnitt er effekten på om lag 20 prosentpoeng, men avhenger av valg av studieretning. Siden effekten på utdanning er større enn effekten på ikke-i-jobb ikke-i-utdanning, må nødvendigvis effekten på sysselsetting være negativ ved 22-års alder. Men siden utdanning generelt bedrer jobbmulighetene, har åpenbar fullføring av videregående opplæring en positiv effekt på sysselsetting på sikt. Vi finner også at blant dem som starter på en yrkesfaglig studieretning, en opplæring som formelt sett gir yrkeskompetanse, så øker sysselsettingssannsynligheten ved fullføring.

Det at fullføring for et representativt individ fører til noe lavere sannsynlighet for å være sysselsatt ved 22-års alder bidrar i retning av at dem som har fullført arbeider færre timer enn dem som ikke har fullført. På den annen side, de som har fullført og som faktisk jobber kan arbeide flere timer. I tillegg har mange av dem som er i utdanning et sysselsettingsforhold. Vi finner at de to siste effektene er sterkere enn den første. Til tross for at fullføring øker sannsynligheten for å være i utdanning mye, fører det også til flere arbeidstimer.

Gjennomsnittlig karakternivå fra grunnskolen har en sterk selvstendig effekt på tilstanden for 22-åringene. Uavhengig av fullføring av videregående opplæring eller ikke, fører bedre grunnskolekarakterer til større sannsynlighet for å være i utdanning, lavere sannsynlighet for å være sysselsatt, og betydelig lavere sannsynlighet for å være verken i jobb eller sysselsetting. Den positive effekten på utdanning er altså betydelig sterkere enn den negative effekten på sysselsetting. Den negative effekten på sysselsetting fører imidlertid til en negativ effekt på antall arbeidstimer. Resultatene tyder på betydningen av grunnskolekarakterer og fullføring for arbeidsmarkedstilknytningen er av om lag samme størrelsesorden.

Referanser

Akselsen, A., S. Lien og Ø. Sivertstøl (2007): "FD-Trygd. Variabelliste". Notat 2007/17, SSB.

Belfield, C., og H. Levin (2007): "The economic losses from high school dropouts in California". California Dropout Research Project Report #1.

Bratsberg, B., O. Raaum, K. Røed og H.M. Gjefsen (2010): "Utdannings- og arbeidskarrierer hos unge voksne: Hvor havner ungdom som slutter skolen i ung alder?" Rapport 3/2010, Stiftelsen Frischsenteret for samfunnsøkonomisk forskning.

Byrhagen, K.N., T. Falch og B. Strøm (2006): "Frafall i videregående opplæring: Betydningen av grunnskolekarakterer, studieretning og fylke". SØF-Rapport nr. 08/06, Senter for økonomisk forskning AS.

Falch, T. (2011): "Videregående opplæring og arbeidsmarkedstilknytning for unge voksne". Artikkeltkast.

Falch, T., L.-E. Borge, P. Lujala, O.H. Nyhus og B. Strøm (2010): "Årsaker til og konsekvenser av manglende fullføring av videregående opplæring". SØF-rapport nr. 03/10, Senter for økonomisk forskning AS.

Falch, T. og O.H. Nyhus (2009): "Frafall fra videregående opplæring og arbeidsmarkedstilknytning for unge voksne". SØF-rapport nr. 07/09, Senter for økonomisk forskning AS.

Hustoft, A.G., H. Hartvedt, E. Nymoen, M. Stålnacke og H. Utne (1999): "Standard for økonomiske regioner. Etablering av publiseringsnivå mellom fylke og kommune". Rapporter 99/6 Statistisk sentralbyrå.

Hægeland, T., T.J. Klette og K.G. Salvanes. (1999): "Declining Returns to Education in Norway? Comparing Estimates across Cohorts, Sectors and over Time". *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 101, 555–576.

Levin, H., C. Belfield, P. Muennig og C. Rouse (2006): "The costs and benefits of an excellent education for America's children". Working Paper, Teachers College, Columbia University.

Markussen, E., M.W. Frøseth, B. Lødding og N. Sandberg (2008): "Bortvalg og kompetanse". NIFU STEP Rapport 13/2008.

Oreopoulos, P. (2007): "Do dropouts drop out too soon? Wealth, Health and happiness from compulsory schooling". *Journal of Public Economics*, vol. 91, 2213–2229.

St.meld. nr. 44 (2008-2009): "Utdanningslinja".

Appendiks A. Forklaringsvariablene i estimeringsmodellen

Individ og familiebakgrunnsvariable

Kilde: Statistisk sentralbyrå.

Grunnskolekarakter: Gjennomsnittlig karakternivå fra grunnskolen

Jente/Kvinne

1. generasjons innvandrere: Indikator for at individet er født i utlandet av utenlandske foreldre.

2. generasjons innvandrere: Indikator for at individet er norskfødt med innvandrerforeldre.

Foreldres utdanning (registrert når eleven var 16 år):

Mor/far grunnskole: Indikator for at mor/far har grunnskole som høyeste utdanningsnivå når individet var 16 år.

Mor/far videregående skole: Indikator for at mor/far har videregående opplæring som høyeste utdanningsnivå når individet var 16 år.

Mor/far høyere utdanning, lavere grad: Indikator for at mor/far har høyere utdanning, lavere grad som høyeste utdanningsnivå når individet var 16 år.

Mor/far høyere utdanning, høyere grad: Indikator for at mor/far har høyere utdanning, høyere grad som høyeste utdanningsnivå når individet var 16 år.

Mor/far uoppgitt utdanning: Indikator for at informasjon om mor/far sin utdanning ikke er tilgjengelig.

Grunnstønad: Indikator for at grunnstønad er mottatt før eleven fylte 18 år.

Hjelpstønad: Indikator for at grunnstønad er mottatt før eleven fylte 18 år.

Variable om videregående opplæring

Indikatorer for studieretning: Indikatorer for den studieretningen individet startet på høsten 2002. Det eksisterte 15 unike studieretninger høsten 2002. De som ikke startet videregående opplæring høsten 2002 er gitt en egen indikator. Studieretning for allmenne, økonomiske og administrative fag brukes som referansekategori.

Antall elever: Antall elever på den videregående skolen som eleven startet grunnkurs på høsten 2002.

Fylker

Indikatorer for fylke: Indikatorer for det fylke eleven bodde i 1.1.2002. Østfold brukes som referansefylke.

Regionale arbeidsmarkedsvariable

Kilde: NSD's kommunedatabase. Regional enhet er økonomisk region. SSB har delt landet i 90 økonomiske regioner, se Hustoft mfl. (1999).

Arbeidsledighetsprosent: Årsgjennomsnitt 2002

Sysselsatte med grunnskole som høyeste utdanning, prosent: Målt i 2002

Sysselsatte i jordbruk, skogbruk, fiske, industri, bygg og anlegg, prosent: Målt i 2002

Estimert lønnsforskjell ikke-fullført vs. fullført vgo, prosent: Predikert lønnsforskjell mellom ikke-fullført og fullført videregående skole i økonomisk region 2004.

Geografisk nærhet til skoler og unike studieretninger

Antall unike studieretninger innen 50 km reiseavstand: Definert som antall studieretninger innen 50 km langs vei fra grunnkretsen der eleven bodde i 2002.

Ingen skoler innen 50 km reiseavstands: Ingen videregående skoler innenfor avstand på 50 km langs vei fra grunnkretsen der eleven bor i 2002. Referansekategorien er mer enn 5 videregående skoler innen 50 km langs reiseavstand.

1-5 skoler innen 50 km reiseavstand: Mellom 1 og 5 videregående skoler innenfor avstand på 50 km langs vei fra grunnkretsen der eleven bor i 2002. Referansekategorien er mer enn 5 videregående skoler innen 50 km langs reiseavstand.

Appendiks B. Fullstendige estimeringsresultater

Tabell A1. Modeller for arbeidstid (delvis rapportert i tabell 4.1)

	Hele utvalget	Individer ikke i utdanning	Hele utvalget	Individer ikke i utdanning
	September-desember 2007		15. oktober 2008	
Fullført vgo	0.617*** (0.176)	3.814*** (0.218)	0.978*** (0.187)	4.472*** (0.236)
Grunnskolekarakter	-0.967*** (0.148)	0.582*** (0.191)	-1.601*** (0.147)	1.204*** (0.183)
Jente	-1.966*** (0.242)	-2.769*** (0.387)	-1.509*** (0.228)	-2.703*** (0.298)
1.generasjon innvandrere	-1.398*** (0.365)	-1.681*** (0.594)	-1.219*** (0.331)	-2.272*** (0.577)
2.generasjon innvandrere	-1.696*** (0.460)	-1.790** (0.681)	-1.726*** (0.515)	-1.602** (0.651)
Far videregående skole	-0.117 (0.159)	0.267 (0.223)	0.0170 (0.181)	0.475** (0.232)
Mor videregående skole	-0.264 (0.159)	-0.0978 (0.218)	-0.184 (0.149)	0.297 (0.181)
Far høyere utdanning, lavere grad	-1.356*** (0.228)	-0.737 (0.464)	-2.038*** (0.258)	-1.224*** (0.422)
Mor høyere utdanning, lavere grad	-1.057*** (0.161)	-0.749** (0.287)	-1.787*** (0.188)	-0.946*** (0.284)
Far høyere utdanning, høyere grad	-2.053*** (0.210)	-2.165*** (0.523)	-3.640*** (0.275)	-2.474*** (0.790)
Mor høyere utdanning, høyere grad	-1.906*** (0.377)	-3.010** (1.243)	-3.544*** (0.471)	-4.186*** (1.170)
Far uoppgitt utdanning	-1.487*** (0.344)	-1.568*** (0.502)	-2.179*** (0.402)	-1.868*** (0.588)
Mor uoppgitt utdanning	-1.582*** (0.496)	-1.334* (0.725)	-1.244** (0.606)	-0.362 (0.787)
Grunnstønnad	-0.542 (0.375)	-0.854 (0.566)	-0.605 (0.502)	-1.016 (0.703)
Hjelpstønnad	-1.937*** (0.357)	-1.955*** (0.446)	-3.671*** (0.555)	-4.203*** (0.665)
Antall unike studieretninger innen 50 km reiseavstand	0.0684 (0.0467)	0.110 (0.0676)	0.00321 (0.0440)	0.0532 (0.0529)
Ingen skoler innen 50 km reiseavstand	0.231 (0.862)	0.899 (1.253)	-0.662 (0.840)	-0.0729 (0.879)
1-5 skoler innen 50 km reiseavstand	0.139 (0.315)	0.490 (0.497)	0.0395 (0.329)	0.487 (0.386)
Sysselsatte med grunnskole som høyeste utdanning, prosent	0.160*** (0.0424)	0.180*** (0.0609)	0.253*** (0.0678)	0.253*** (0.0836)
Sysselsatte i primærnæringer, industri og bygg og anlegg, prosent	-0.00594 (0.0185)	0.0314 (0.0250)	-0.0299 (0.0245)	-0.0107 (0.0323)
Arbeidsledighetsprosent	-0.429** (0.202)	-0.491* (0.262)	-0.315* (0.159)	-0.475** (0.216)
Estimert lønnsforskjell ikke-fullført vs. fullført vgo, prosent	0.0202 (0.0307)	0.0330 (0.0452)	0.0158 (0.0295)	0.00180 (0.0365)
Antall elever	0.00345*** (0.00122)	0.00367** (0.00141)	0.00341*** (0.00129)	0.00235* (0.00140)

SØF-rapport nr. 01/11

Musikk, dans og drama	0.257 (0.319)	-0.200 (0.632)	-0.427 (0.399)	-3.023*** (0.885)
Idrettsfag	1.643*** (0.369)	2.210*** (0.629)	1.911*** (0.380)	2.923*** (0.585)
Helse- og sosialfag	0.385 (0.247)	-1.293*** (0.392)	2.683*** (0.305)	0.707 (0.439)
Naturbruk	3.327*** (0.473)	2.111*** (0.656)	3.474*** (0.587)	0.980 (0.703)
Formgivningsfag	2.071*** (0.263)	1.135*** (0.385)	2.206*** (0.328)	0.710 (0.472)
Hotell og næringsmiddelfag	4.055*** (0.343)	2.588*** (0.387)	4.471*** (0.427)	1.833*** (0.397)
Byggfag	10.51*** (0.393)	8.134*** (0.464)	10.18*** (0.406)	6.426*** (0.448)
Tekniske byggfag	9.872*** (0.758)	8.062*** (0.676)	10.03*** (0.644)	7.289*** (0.681)
Elektrofag	10.81*** (0.371)	7.740*** (0.587)	10.35*** (0.273)	6.424*** (0.348)
Mekaniske fag	8.948*** (0.419)	7.099*** (0.461)	9.684*** (0.380)	6.728*** (0.350)
Kjemi og prosessfag	7.682*** (0.985)	6.567*** (1.229)	7.524*** (0.901)	4.578*** (0.829)
Trearbeidsfag	6.853*** (1.517)	4.762*** (1.531)	6.756*** (1.468)	4.609*** (1.422)
Medier og kommunikasjon	1.060*** (0.381)	0.180 (0.916)	1.332** (0.540)	-0.814 (0.899)
Salg og service	5.313*** (0.399)	4.451*** (0.498)	6.139*** (0.431)	3.756*** (0.500)
Startet ikke VGO høst 2002	1.114** (0.437)	0.670 (0.552)	-0.0870 (0.436)	-1.564*** (0.461)
Akershus	-0.0928 (0.341)	0.241 (0.482)	0.0227 (0.582)	1.001 (0.752)
Oslo	0.753 (0.504)	1.012 (0.675)	0.239 (0.546)	0.763 (0.632)
Hedmark	-1.213* (0.611)	-1.337* (0.775)	-1.283*** (0.357)	-0.564 (0.401)
Oppland	-0.640* (0.357)	-0.714 (0.489)	-0.449 (0.344)	-0.192 (0.463)
Buskerud	-0.0547 (0.362)	0.152 (0.558)	-0.0258 (0.398)	0.507 (0.438)
Vestfold	-0.0864 (0.307)	-0.186 (0.498)	-0.0741 (0.346)	0.654 (0.418)
Telemark	-0.816** (0.369)	-1.388*** (0.481)	-0.779* (0.454)	-0.658 (0.598)
Aust-Agder	0.376 (0.425)	0.387 (0.600)	-0.422 (0.461)	0.570 (0.562)
Vest-Agder	1.781*** (0.288)	1.509*** (0.477)	0.688 (0.460)	1.206** (0.588)
Rogaland	0.953** (0.411)	1.269** (0.590)	1.412*** (0.460)	2.421*** (0.549)
Hordaland	0.609* (0.321)	0.0116 (0.466)	0.911** (0.397)	0.680 (0.443)
Sogn og Fjordane	-0.139 (0.649)	-0.680 (0.661)	-0.231 (0.724)	0.173 (1.059)
Møre og Romsdal	0.196 (0.417)	0.142 (0.687)	-0.408 (0.415)	-0.200 (0.557)
Sør-Trøndelag	-0.00898 (0.374)	-0.732 (0.549)	0.526 (0.452)	0.00797 (0.536)
Nord-Trøndelag	-0.551 (0.384)	-1.629** (0.632)	-0.0538 (0.572)	-0.213 (0.681)
Nordland	-0.0327	-0.912	0.0818	-0.558

SØF-rapport nr. 01/11

	(0.499)	(0.705)	(0.649)	(0.796)
Troms	0.224	-0.734	0.527	-0.0685
	(0.474)	(0.649)	(0.486)	(0.634)
Finnmark	0.866	0.276	1.047	1.423
	(1.234)	(1.730)	(0.945)	(1.171)
Konstant	11.12***	5.816***	19.88***	12.34***
	(1.120)	(1.542)	(1.239)	(1.569)
Observasjoner	51 430	26 148	51 430	28 166
R ²	0,123	0,096	0,124	0,092

Note: Standardavvik justert for heteroskedastisitet og klustering på regionnivå i parenteser. *** signifikant på 1%-nivå, ** signifikant på 5%-nivå, * signifikant på 10%-nivå

Tabell A2: Marginaleffekter fra multinomisk logit modell (delvis rapportert i tabell 4.2)

	Sysselsatt i hel stilling	Utdanning og ikke sysselsatt i hel stilling	Sysselsatt i deltidsstilling	Ikke sysselsatt eller i utdanning
Fullført vgo	-0.0245*** (0.00487)	0.200*** (0.00734)	-0.0306*** (0.00392)	-0.1449*** (0.00532)
Grunnskolekarakter	-0.0721*** (0.00472)	0.1753*** (0.00529)	-0.0317*** (0.0022)	-0.0716*** (0.00317)
Jente	-0.0995*** (0.00883)	0.0322*** (0.00728)	0.0586*** (0.00433)	0.0087* (0.00489)
1.generasjon innvandrere	-0.0482*** (0.01144)	0.0093 (0.01189)	0.0042 (0.00882)	0.0347*** (0.01157)
2.generasjon innvandrere	-0.0865*** (0.01639)	0.0823*** (0.02151)	0.0182 (0.01592)	-0.014 (0.00964)
Far videregående skole	-0.0136** (0.00568)	0.0355*** (0.00668)	-0.006** (0.00298)	-0.0159*** (0.00448)
Mor videregående skole	-0.014*** (0.00509)	0.0342*** (0.00599)	-0.0043 (0.00271)	-0.0159*** (0.00341)
Far høyere utdanning, lavere grad	-0.0689*** (0.00707)	0.0956*** (0.0072)	-0.0132*** (0.00418)	-0.0134** (0.00625)
Mor høyere utdanning, lavere grad	-0.0593*** (0.00613)	0.0838*** (0.00627)	-0.0122*** (0.00422)	-0.0122** (0.00484)
Far høyere utdanning, høyere grad	-0.1076*** (0.01318)	0.1475*** (0.01034)	-0.024*** (0.00589)	-0.016 (0.01202)
Mor høyere utdanning, høyere grad	-0.1265*** (0.01964)	0.1177*** (0.01473)	0.0078 (0.01073)	0.0011 (0.01696)
Far uoppgitt utdanning	-0.0612*** (0.01198)	0.045*** (0.01492)	-0.0078 (0.00774)	0.024** (0.01218)
Mor uoppgitt utdanning	-0.0526*** (0.01732)	0.0706*** (0.01698)	0.000 (0.00802)	-0.018 (0.01201)
Grunnstønad	-0.0179 (0.01673)	-0.0073 (0.01819)	0.0064 (0.00938)	0.0189 (0.0121)
Hjelpestønad	-0.0806*** (0.01605)	0.0175 (0.02038)	-0.0021 (0.00779)	0.0651*** (0.01465)
Antall unike studieretninger innen 50 km reiseavstand	-0.0019 (0.00155)	0.0045** (0.00176)	0.0001 (0.00073)	-0.0027** (0.0011)
Ingen skoler innen 50 km reiseavstand	-0.036 (0.02727)	0.059* (0.03253)	-0.0017 (0.01267)	-0.0212 (0.01521)
1-5 skoler innen 50 km reiseavstand	0.004 (0.01253)	0.0063 (0.01162)	0.0016 (0.00535)	-0.0118* (0.00705)
Sysselsatte med grunnskole som høyeste utdanning, prosent	0.0084*** (0.00217)	-0.0076*** (0.00224)	-0.0013 (0.00089)	0.0005 (0.00108)
Sysselsatte i primærnæringer, industri og B/A, prosent	-0.0007 (0.00082)	0.0007 (0.00073)	0.0005 (0.00039)	-0.0005 (0.00053)
Arbeidsledighetsprosent	-0.0123** (0.00523)	0.0047 (0.00544)	0.0029 (0.00284)	0.0047 (0.0038)
Estimert lønnsforskjell ikke-fullført vs. fullført vgo, prosent	-0.0001 (0.00107)	-0.0001 (0.00096)	0.0001 (0.00055)	0.000 (0.00059)
Antall elever	0.0001** (0.00003)	-0.0001** (0.00003)	0.000 (0.00001)	0.000 (0.00003)
Musikk, dans og drama	-0.0272 (0.01918)	-0.0544*** (0.01391)	0.0151* (0.00852)	0.0665*** (0.01568)
Idrettsfag	0.059*** (0.01303)	-0.0314*** (0.01053)	-0.0003 (0.00729)	-0.0272*** (0.00781)
Helse- og sosialfag	0.0427*** (0.01125)	-0.138*** (0.0076)	0.0433*** (0.00694)	0.0519*** (0.00864)
Naturbruk	0.0921*** (0.01748)	-0.1546*** (0.01437)	0.0121 (0.00842)	0.0504*** (0.01246)
Formgivningsfag	0.054*** (0.0116)	-0.107*** (0.0116)	0.0116** (0.0116)	0.0414*** (0.0116)

SØF-rapport nr. 01/11

	(0.01131)	(0.00799)	(0.00475)	(0.00758)
Hotell og næringsmiddelfag	0.1349***	-0.1905***	0.0095	0.0461***
	(0.01161)	(0.00806)	(0.00667)	(0.00985)
Byggfag	0.3108***	-0.2662***	-0.0473***	0.0027
	(0.01102)	(0.00747)	(0.00389)	(0.00831)
Tekniske byggfag	0.3098***	-0.2421***	-0.0511***	-0.0166
	(0.01998)	(0.01372)	(0.00884)	(0.01219)
Elektrofag	0.294***	-0.2283***	-0.0426***	-0.0231***
	(0.00767)	(0.00645)	(0.00399)	(0.00559)
Mekaniske fag	0.3201***	-0.2569***	-0.0552***	-0.008
	(0.00925)	(0.00745)	(0.00489)	(0.0075)
Kjemi og prosessfag	0.2727***	-0.2157***	-0.0596***	0.0026
	(0.02687)	(0.01635)	(0.0099)	(0.01946)
Trearbeidsfag	0.2214***	-0.1993***	-0.0333*	0.0112
	(0.04335)	(0.04298)	(0.01745)	(0.02723)
Medier og kommunikasjon	0.0401**	-0.1012***	-0.011	0.0721***
	(0.01941)	(0.01198)	(0.00933)	(0.01528)
Salg og service	0.1637***	-0.1588***	-0.0027	-0.0022
	(0.01418)	(0.01184)	(0.00688)	(0.00879)
Startet ikke VGO høst 2002	0.0303**	-0.1007***	-0.0105	0.0809***
	(0.01279)	(0.01405)	(0.00932)	(0.01091)
Akershus	-0.0107	0.0501***	-0.0125	-0.0269***
	(0.0178)	(0.01749)	(0.00916)	(0.00978)
Oslo	0.0101	0.0024	-0.009	-0.0035
	(0.01849)	(0.01654)	(0.00855)	(0.00923)
Hedmark	-0.0579***	0.0832***	-0.0098	-0.0155**
	(0.01607)	(0.01757)	(0.0083)	(0.00767)
Oppland	-0.0394***	0.0593***	-0.0072	-0.0127
	(0.01484)	(0.01375)	(0.01051)	(0.00994)
Buskerud	-0.0215	0.0409***	-0.0093	-0.0101
	(0.01545)	(0.01459)	(0.00815)	(0.00695)
Vestfold	-0.0014	0.0254*	-0.0138	-0.0102**
	(0.01445)	(0.01439)	(0.00923)	(0.00463)
Telemark	-0.0518***	0.0591***	-0.0006	-0.0067
	(0.01908)	(0.01388)	(0.01139)	(0.00526)
Aust-Agder	-0.0138	0.0441***	-0.0218***	-0.0084
	(0.01687)	(0.01547)	(0.00753)	(0.00903)
Vest-Agder	0.0227	-0.0069	-0.0149	-0.0009
	(0.0185)	(0.014)	(0.01032)	(0.00728)
Rogaland	0.0399**	0.0136	-0.0271***	-0.0263***
	(0.01874)	(0.02006)	(0.00746)	(0.00811)
Hordaland	0.0075	0.0168	-0.0133*	-0.011*
	(0.01509)	(0.01267)	(0.00716)	(0.0063)
Sogn og Fjordane	-0.0286	0.0629***	-0.0161*	-0.0182
	(0.02486)	(0.01927)	(0.00853)	(0.01203)
Møre og Romsdal	-0.0228	0.0512***	-0.0275***	-0.0009
	(0.01447)	(0.01235)	(0.00688)	(0.00859)
Sør-Trøndelag	0.0018	0.0056	-0.0131*	0.0057
	(0.01649)	(0.01446)	(0.00746)	(0.00642)
Nord-Trøndelag	-0.0152	0.0234	-0.0132	0.005
	(0.01854)	(0.02256)	(0.01104)	(0.01173)
Nordland	-0.0099	-0.003	0.	0.0129
	(0.02127)	(0.0241)	(0.01016)	(0.01504)
Troms	-0.004	-0.0171	0.0142	0.0069
	(0.01733)	(0.01621)	(0.011)	(0.01142)
Finnmark	0.0037	0.0217	0.0057	-0.0312*
	(0.04243)	(0.03476)	(0.01803)	(0.01728)

Note: 51 430 observasjoner. *** signifikant på 1%-nivå, ** signifikant på 5%-nivå, * signifikant på 10%-nivå

Publikasjonsliste SØF

01/11	Betydningen av fullført videregående opplæring for sysselsetting blant unge voksne	Torberg Falch Henning Nyhus
07/10	Kommunal skolepolitikk etter Kunnskapsløftet Med spesielt fokus på økt bruk av spesialundervisning	Hans Bonesrønning Jon Marius Vaag Iversen Ivar Pettersen
06/10	Regionale effekter av finanskrisen	Ole Henning Nyhus Per Tovmo
05/10	Fordelingsvirkninger av kommunal eiendomsskatt	Lars-Erik Borge Ole Henning Nyhus
04/10	Videregående opplæring og arbeidsmarkeds-tilknytning for unge voksne innvandrere	Torberg Falch Ole Henning Nyhus
03/10	Årsaker til og konsekvenser av manglende fullføring av videregående opplæring	Torberg Falch Lars-Erik Borge Päivi Lujala Ole Henning Nyhus Bjarne Strøm
02/10	Barnehager i inntektssystemet for kommunene	Lars-Erik Borge Anne Borge Johannesen Per Tovmo
01/10	Prestasjonsforskjeller mellom skoler og kommuner: Analyse av nasjonale prøver 2008	Hans Bonesrønning Jon Marius Vaag Iversen
08/09	Kostnader av frafall i videregående opplæring	Torberg Falch Anne Borge Johannesen Bjarne Strøm
07/09	Frafall fra videregående opplæring og arbeidsmarkeds-tilknytning for unge voksne	Torberg Falch Ole Henning Nyhus
06/09	Ny produksjonsindeks for kommunene	Lars-Erik Borge Per Tovmo

05/09	Konsultasjonsordningen mellom staten og kommunesektoren	Lars-Erik Borge
04/09	Tidsbruk og organisering i grunnskolen: Sluttrapport	Lars-Erik Borge Halvdan Haugsbakken Bjarne Strøm
03/09	Tidsbruk og organisering i grunnskolen: Resultater fra spørreundersøkelse	Anne Borge Johannesen Ole Henning Nyhus Bjarne Strøm
02/09	Ressurser og tidsbruk i grunnskolen i Norge og andre land	Lars-Erik Borge Ole Henning Nyhus Bjarne Strøm Per Tovmo
01/09	Skole-, hjemmeressurser og medelevers betydning for skolerresultater og valg	Hans Bonesrønning
06/08	Den økonomiske utviklingen i Trondheims-Regionen	Ole Henning Nyhus Per Tovmo
05/08	Suksessfaktorer i grunnskolen: Analyse av nasjonale prøver 2007	Hans Bonesrønning Jon Marius Vaag Iversen
04/08	Ressurser og resultater i grunnopplæringen: Forprosjekt	Hans Bonesrønning Lars-Erik Borge Marianne Haraldsvik Bjarne Strøm
03/08	Kultur, økonomi og konflikter i reindriften - En deskriptiv analyse av Trøndelag og Vest-Finnmark	Anne Borge Johannesen Anders Skonhoft
02/08	Analyser av kommunenes utgiftsbehov i grunnskolen	Lars-Erik Borge Per Tovmo
01/08	Lærerkompetanse og elevresultater i ungdomsskolen	Torberg Falch Linn Renée Naper

02/07	Effektivitetsforskjeller og effektiviseringspotensial i barnehagesektoren	Lars-Erik Borge Marianne Haraldsvik
01/07	Ressurssituasjonen i grunnopplæringen	Torberg Falch Per Tovmo
08/06	Frafall i videregående opplæring: Betydningen av grunnskolekarakterer, studieretninger og fylke	Karen N. Byrhagen Torberg Falch Bjarne Strøm
07/06	Effektivitet og effektivitetsutvikling i kommunesektoren: Sluttrapport	Lars-Erik Borge Kjell J. Sunnevåg
06/06	Empirisk analyse av handlingsplanen for eldreomsorgen	Lars-Erik Borge Marianne Haraldsvik
05/06	Skoleåret 2004/2005: Frittstående grunnskoler under ny lov og frittstående videregående skoler under gammel lov	Hans Bonesrønning Linn Renée Naper
04/06	Samfunnsøkonomiske konsekvenser av ferdighetsstimulerende førskoletiltak	Ragnhild Bremnes Torberg Falch Bjarne Strøm
03/06	Effektivitetsforskjeller og effektiviseringspotensial i pleie- og omsorgssektoren	Lars-Erik Borge Marianne Haraldsvik
02/06	Effektivitet og effektivitetsutvikling i kommunesektoren: Rapportering for 2005	Lars-Erik Borge Marianne Haraldsvik Linn Renée Naper Kjell J. Sunnevåg
01/06	Ressursbruk i grunnopplæringen	Lars-Erik Borge Linn Renée Naper
04/05	Forhold som påvirker kommunenes utgiftsbehov i skolesektoren. Smådriftsulemper, skolestruktur og elevsammensetning	Torberg Falch Marte Rønning Bjarne Strøm

SØF-rapport nr. 01/11

07/05	Gir frittstående skoler bedre elevresultater? <i>Konsekvenser av ny lov om frittstående skoler - Baselinerapport I: Elevresultater</i>	Hans Bonesrønning Linn Renée Naper Bjarne Strøm
02/05	Evaluering av kommuneoverføringer som Regionalpolitisk virkemiddel. Utredning for Kommunal- og regionaldepartementet	Erlend Berg Jørn Rattsø
06/05	Ressurssituasjonen i grunnskolen 2002-2004	Lars-Erik Borge Linn Renée Naper
05/05	Effektivitet og effektivitetsutvikling i Kommunesektoren: Rapportering for 2004	Lars-Erik Borge Kjell Sunnevåg
03/05	Kommunenes økonomiske tilpasning til tidsavgrensede statlige satsinger	Lars-Erik Borge Jørn Rattsø
01/05	Ressursbruk og tjenestetilbud i institusjons- og hjemmetjenesteorienterte kommuner	Lars-Erik Borge Marianne Haraldsvik