

Betydningen av fullført videregående opplæring for sysselsetting og inaktivitet blant unge voksne

Torberg Falch og Ole Henning Nyhus

Torberg Falch

Dr.polit., samfunnsøkonomi, professor ved Institutt for samfunnsøkonomi, NTNU, og medarbeider ved Senter for økonomisk forskning AS

torberg.falch@svt.ntnu.no

Ole Henning Nyhus

Master, samfunnsøkonomi, forsker III ved Senter for økonomisk forskning AS

ole.nyhus@sof.ntnu.no

Vi analyserer i denne artikkelen hvordan fullføring av videregående opplæring påvirker sysselsettings- og utdanningstilbøyeligheten for 22-åringere i 2008. Fullføring innen 5 år etter avsluttet grunnskole er estimert til å redusere sannsynligheten for å være verken i jobb eller utdanning med 13–15 prosentpoeng. Fullføring har stor positiv effekt på sannsynligheten for å være i utdanning, og ved valg av en yrkesfaglig utdanning er det positiv effekt på sannsynligheten for å være sysselsatt i hel stilling. Vi finner også at karakternivået fra grunnskolen har relativt stor uavhengig effekt.¹

I Norge er gjennomført tre- eller fireårig videregående opplæring en betingelse for fagbrev og opptak til høyere utdanning. Personer som faller ut av utdannings-systemet før videregående opplæring er gjennomført, vil ha færre muligheter i arbeidslivet. Det er en vanlig oppfatning at globalisering og den teknologiske utviklingen gir økt etterspørsel etter arbeidskraft med høy kompetanse og redusert etterspørsel etter arbeidskraft med lav kompetanse. St.meld. nr. 44 (2008–2009) starter sitt sammendrag 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.»

Redusert frafall fra utdanning i aldersgruppen 16–19 år blir betraktet som en hovedutfordring for utdanningssystemene i den vestlige verden. Som en del av EUs strategi for å bli «the most competitive and dynamic knowledge-based economy in the world» (Lisboa-strategien) etablerte EUs Education Council fem europeiske benchmark. To av de fem målene var knyttet til frafall i videregående opplæring (EU 2002).² Motivasjonen for så tydelige målsettinger innen dette området synes å være den oppfatning at dette er viktig både for høy sysselsettingsandel og

for økonomisk likhet i samfunnet. For USA dokumenterer blant annet Levin et al. (2006) og Belfield og Levin (2007) stort frafall fra «high school», noe de argumenterer for har store samfunnsøkonomiske kostnader.

I den internasjonale litteraturen er det vanlig å finne en relativt stor avkastning på å fullføre mellomnivået i utdanningssystemet («upper secondary education», «high school» eller liknende). Levin et al. (2006) og Belfield og Levin (2007) (for USA) gir et bilde av store konsekvenser både for arbeidsmarkedstilknytning og andre forhold. Et annet eksempel er Oreopoulos (2009), som studerer effekten av økt obligatorisk skolealder fra 17 til 18 år, som er innført i flere amerikanske delstater de senere årene. Han finner at slike reformer fører til høyere total utdanningslengde hos de berørte, høyere lønn, lavere sannsynlighet for å bli arbeidsledig og lavere sannsynlighet for å motta sosialhjelp. Oreopoulos (2007) benytter økt lengde på obligatorisk skole i USA, Canada og Storbritannia til å identifisere effekten av økt utdanningslengde.³ Han finner stor effekt på lønn i alle landene, samt redusert sannsynlighet for å være arbeidssøker eller motta økonomisk støtte fra myndighetene. OECD (2010, Indicator A8) rapporterer om betydelig høyere lønn for dem som fullfører videregående opplæring enn for dem som ikke fullfører. Den årlige nettoavkastningen er beregnet til rundt 10 prosent for de fleste OECD-land, inkludert Norge.

De relativt få analysene av betydningen av å fullføre videregående opplæring i Norge har typisk studert inntektsnivå. Basert på en analyse av kohorter født før 1958 finner Aakvik et al. (2010) at avkastningen av å fullføre utdanning på videregående nivå er større enn avkastningen av høyere utdanning. Opheim (2009) studerer bruttoinntekt til individer i heltidsstilling i 2005 og til dem som startet videregående opplæring i perioden 1999–2001. Hun finner at fullføring øker bruttoinntekten med over 20 prosent.⁴

Denne artikkelen studerer om og i hvor stor grad fullføring av videregående opplæring påvirker unge voksnes sannsynlighet for å være sysselsatt, i utdanning eller inaktiv. Inaktivitet er definert som at man verken er sysselsatt eller i utdanning. Tidligere studier av liknende spørsmål har i hovedsak vært deskriptive (Støren et al. 2007, Frøseth 2008, Fekjær og Brekke 2009, Falch 2011). Den analytiske utfordringen er at det antakelig finnes faktorer som påvirker både sannsynligheten for å fullføre videregående opplæring og arbeidsmarkedstilknytningen som ung voksen. For å estimere den isolerte effekten av å fullføre videregående opplæring er det derfor nødvendig å ta hensyn til slike faktorer. En viktig faktor identifisert av Falch et al. (2010) er karakternivået fra grunnskolen. Siden grunnskolekarakterer først er tilgjengelig fra og med 2002 i SSBs registre, er analysene i denne artikkelen basert på individene som avsluttet grunnskolen i 2002. Vi studerer deres hovedbeskjeftigelse høsten 2008, når de er 22 år gamle. Siden mange da er i utdanning og ikke sysselsatt i hel stilling – og utdanning betraktes som en investering i fremtidig arbeidsmarkedstilknytning – er det problematisk å estimere effekter på inntekt.

Vi estimerer modeller for effekten av å fullføre videregående opplæring som tar hensyn til at flere typer hovedbeskjeftigelse er mulig; sysselsetting i hel stilling, utdanning, sysselsetting i deltidsstilling, samt inaktivitet. Det benyttes to ulike tilnæringer. Den første tilnærmingen estimerer en modell som inkluderer observerbare faktorer som påvirker sannsynligheten for å fullføre. Den andre tilnærmingen reduserer analyseutvalget til å inkludere kun individer som «nesten» fullfører, og individer som «bare så vidt» fullfører. De to gruppene er identifisert ved hjelp av informasjon fra vitnemålene og antall år i videregående opplæring.

Datamaterialet

I registerdataene fra SSB består 2002-kohorten av 55 972 individer. Datamaterialet inkluderer informasjon om karrieren i videregående opplæring, utdanning utover videregående opplæring og sysselsetting fram til og med 2008. Tabell 1 viser at 94 prosent er født i 1986, 45 prosent startet på en studieforbereidende studieretning høsten 2002, mens 49 prosent startet på en yrkesfaglig studieretning (begrepet studieretning er i forbindelse med Kunnskapsløftet endret til utdanningsprogram).

Vi definerer fullført videregående opplæring som at individet har oppnådd studiekompetanse (vitnemål), fagbrev eller svennebrev. Tabell 1 viser at 55 prosent av utvalget har fullført videregående opplæring på normert tid, og 66 prosent har fullført innen fem år.

For at ikke spesielle forhold skal påvirke estimeringsresultatene, følger vi Falch et al. (2010) og benytter kun individer som er født i 1986 i analysene. Analyseutvalget vi benytter, ekskluderer 8,4 prosent av individene. De fleste som ekskluderes fra analysene, er ikke født i 1986.⁵ I tillegg er det noen observasjoner som mangler karakterinformasjon. Til sammen gir dette et analyseutvalg på 51 430 individer. I forhold til hele utvalget er det i analyseutvalget en større andel som starter videregående opplæring høsten 2002, og en større andel som fullfører. Disse forskjellene kan skyldes at det ofte 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.⁶

Sysselsettingsinformasjon er hentet fra FD-Trygd. FD-Trygd er en forløpsdatabase som inneholder tidsperioder individer er under ulike trygde- og stønadsordninger, sysselsetting med mer. Analysene våre vil klassifisere individene i hovedbeskjeftigelse. Fordi sysselsettingsforhold endrer seg på kort tid for relativt mange i 20-årene, har vi valgt å ta utgangspunkt i en bestemt dag og benytter informasjon for 15. oktober 2008.

Tabell 1. Beskrivelse av kohorten som avsluttet grunnskolen i 2002

	Alle observasjoner	Analyseutvalg
Andel født 1986, prosent	94,4	100,0
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
Gjennomsnittskarakter fra grunnskolen	3,88	3,89
Innvandrer, 1. generasjon, prosent	5,80	3,71
Innvandrer, 2. generasjon, prosent	1,84	1,73
Observasjoner	55 972	51 430

Hva som er hovedbeskjeftigelse, er ikke uten videre opplagt fordi det er vanlig tidlig i 20-årene å være både i utdanning og i et ansettelsesforhold. Vi betrakter jobb som hovedbeskjeftigelse når man har hel stilling, og utdanning som hovedbeskjeftigelse når man har deltidsstilling. Deltidsstilling er ikke uvanlig blant studenter, mens det er krevende å kombinere full jobb med normert studieprogresjon. Tabell 2 viser at 15. oktober 2008 var 36 prosent av utvalget sysselsatt i hel stilling definert som et arbeidsforhold på 30 timer eller mer i uken. 38 prosent har utdanning som hovedbeskjeftigelse når vi som sagt betrakter sysselsetting for hovedbeskjeftigelse for alle som har hel stilling. De fleste er i høyere utdanning, men 10 prosent i denne gruppen er registrert i videregående opplæring.⁷

I diskusjonen nedenfor antas sysselsetting i hel stilling og utdanning som de mest positive utfallene. Deltidsstilling er en mellomkategori. Tabell 2 viser at relativt få er ansatt i deltidsstilling – det vil si en ukentlig arbeidstid på under 30 timer – uten å være i utdanning. Den siste gruppen som er inkludert, er individer som verken er registrert sysselsatt eller i utdanning. Hele 17 prosent er inaktive etter denne definisjonen. Det inkluderer blant annet arbeidsledige og mottakere av offentlig stønad. Denne gruppen inkluderer også en del andre forhold, som for eksempel individer som er på reise eller avtjener verneplikt. Ved 22-årsalder er det imidlertid kun om lag 1 prosent som avtjener verneplikt (Falch 2011). De aller fleste kvinner som er registrert med fødselspenger, er også registrert sysselsatt.

Tabell 2 gir videre en deskriptiv beskrivelse av sammenhengen mellom fullført videregående opplæring og hovedbeskjeftigelse. Av dem som har fullført, er det 50 prosent som har utdanning som hovedbeskjeftigelse høsten 2008, mens det kun gjelder 13 prosent 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 å være verken i jobb eller utdanning. Differansen er på hele 21 prosentpoeng.

Tabell 2. Fullført videregående opplæring, sysselsetting og utdanning 15.10.2008

	Alle	Fullført	Ikke fullført	Differanse
Sysselsatt i hel stilling, prosent	36,0	32,3	43,6	-11,3
Utdanning og ikke sysselsatt i hel stilling, prosent	38,3	50,4	13,1	37,3
Deltidsstilling og ikke i utdanning, prosent	8,9	7,4	12,1	-4,7
Ikke sysselsatt eller i utdanning, prosent	16,9	10,0	31,2	-21,2
Observasjoner	51 430	34 799	16 631	51 430

Tabell 3. Sysselsetting og valg av studieretning, analyseutvalget

	Startet studieforberedende			Startet yrkesfag		
	Fullført	Ikke fullført	Differanse	Fullført	Ikke fullført	Differanse
Sysselsatt i hel stilling, prosent	19,1	38,2	-19,1	49,7	47,2	2,5
Utdanning og ikke sysselsatt i hel stilling, prosent	68,1	21,0	47,1	27,2	10,4	16,8
Deltidsstilling og ikke i utdanning, prosent	5,9	13,0	-7,1	9,2	11,9	-2,7
Ikke sysselsatt eller i utdanning, prosent	6,9	27,8	-20,9	13,9	30,5	-16,6
Observasjoner	19 562	4 170	23 732	14 904	11 030	25 934

Noe av differansene i tabell 2 skyldes at elevene velger ulike karriereveier allerede rett etter grunnskolen. De som velger å starte en yrkesfaglig studieretning, er

sannsynligvis mer motivert for å komme raskt i sysselsetting enn elever som velger en studieforberedende studieretning. I tabell 3 er individene gruppert etter hvilken type studieretning de startet på høsten 2002.⁸ For individene som startet en studieforberedende studieretning, går alle differansene i samme retning som i tabell 2, og utslagene for utdanning og sysselsetting er større. For individer som startet en yrkesfaglig studieretning, er imidlertid situasjonen noe annerledes. For denne gruppen er andelen sysselsatt i hel stilling størst blant dem som har fullført. Differansen er ikke stor, men samtidig er tilbøyeligheten til å være i utdanning 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 4 viser på en enkel måte at det også er en sammenheng mellom karakternivået fra grunnskolen og utdannings- og arbeidsmarkedstilknytningen. Tabellen viser at sysselsetting ved 22-års alder er sterkt knyttet til karakternivået man hadde i grunnskolen. Individer med karakterer under gjennomsnittet er i større grad sysselsatt enn individer med karakterer over gjennomsnittet. Differansen for sysselsetting i hel stilling er faktisk større enn for fullført videregående opplæring eller ikke i tabell 2, mens differansen for inaktivitet er noe mindre.

Tabell 4. Sysselsetting og grunnskolekarakterer

	Grunnskole- karakter over gjennomsnitt	Grunnskole- karakter under gjennomsnitt	Differanse
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

Metode

Estimering av konsekvenser av å fullføre videregående opplæring er krevende fordi fullføring til en viss grad er individuelle valg som 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. Kun på den måten kan individer med og uten fullført videregående

opplæring sammenliknes på en meningsfylt måte. Vi søker å sammenlikne fullføring med manglende fullføring alt annet likt.

Vi vil tilnærme oss estimeringsproblemet på to måter. For det første vil vi benytte en vanlig regresjonstilnærming som sammenlikner individer som er like etter de dimensjonene som fanges opp av de uavhengige variablene i modellen. Siden grunnskolekarakterer uten sammenlikning er den viktigste prediktoren for om videregående opplæring fullføres eller ikke, kan det være 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.

Modellen inkluderer også en rekke andre variabler som kan tenkes å påvirke sannsynligheten for å fullføre videregående opplæring. Individ- og familiekjennetegn som inkluderes i modellen, er kjønn, åtte indikatorer for foreldrenes utdanningsnivå, to indikatorer for innvandrerbakgrunn og indikatorer for mottak av grunn- eller hjelpestønad før fylte atten år. Effektene av disse variablene presenteres i tabell 5 nedenfor. I tillegg er geografiske og regionale variabler basert på individets bosted ved avslutning av grunnskolen inkludert. Det er 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. I tillegg inkluderes indikatorer for fylke. Det viser seg at de estimerte effektene av disse variablene er relativt små.⁹ Til slutt inkluderes indikatorvariabler for studieretningen individet startet på høsten 2002 (ikke oppstart er en egen gruppe), og antall elever på skolen eleven startet på.

Analysen inkluderer de fire mulige utfallene beskrevet over. Disse kan ikke uten videre rangeres innbyrdes. Mens man kan argumentere for at hel stilling reflekterer en bedre arbeidsmarkedstilknytning enn deltidsstilling, kan ikke selselsetting uten videre rangeres i forhold til utdanning. Den vanlige empiriske metoden i slike tilfeller er multinomisk logit.

En multinomisk logitmodell er en generalisert logitmodell som tillater at den avhengige variabelen kan ha flere utfall. Modellen estimerer hvordan de ulike forklaringsvariablene isolert sett påvirker sannsynligheten for å være i de ulike tilstandene. På samme måte som en ordinær logitmodell så krever multinomisk logit at utfallene spesifiseres som indikatorer, og at de er gjensidig utelukkende. Hvert individ må klassifiseres i én tilstand. Vi bruker samme oppdeling i hovedbeskjefteigelse som i tabellene foran.

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. For eksempel, 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.

Den andre tilnærmingen vi benytter, reduserer analyseutvalget til å inkludere kun individer som «nesten» fullfører videregående opplæring og individer som «bare så vidt» fullfører. Ved å sammenlikne disse gruppene kan det argumenteres for at man er bedre i stand til å identifisere årsakssammenhenger. Denne tilnærmingen har klare fellestrekk med såkalte diskontinuitetsanalyser. Ideen ved å utnytte diskontinuiteter er at individer nær diskontinuiteten tilfeldig havner i den ene eller den andre gruppen, og at de derfor er lik langs alle andre observerbare og uobserverbare dimensjoner. Det vi gjør i denne artikkelen, er imidlertid ikke en tradisjonell diskontinuitetsanalyse siden det ikke er et objektivt kriterium som plasserer individene i en av de to gruppene.

Vår tilnærming har også klare fellestrekk med såkalt «matching»-analyser. Ved matching sammenliknes hvert individ i behandlingsgruppen (her de som har fullført) ikke med et gjennomsnitt for alle i kontrollgruppen (her de som ikke har fullført), men med individene i kontrollgruppen som i størst grad likner. Tilordningen av sammenlikningsindivid gjøres basert på objektive kjennetegn, og det benyttes typisk en form for vektning. Vi reduserer også kontrollgruppen til individer som er mer sammenliknbare, men det gjøres ikke basert på objektive kriterier, og kontrollgruppen er den samme for alle.

Vi definerer gruppene basert på vitnemål fra grunnskolen og videregående opplæring og benytter eksakt samme kriterier som Falch et al. (2010). Siden de som oppnår fagbrev, ikke får karakterer på viktige elementer i opplæringen, begrenser vi utvalget til individer som startet en studieforberedende retning høsten 2002.

Gruppen som «bare så vidt» fullfører, er definert 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 3 år i videregående opplæring. Dette utelater ytterligere 10 prosent 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 tilordningen av «behandlingsgruppe» og «kontrollgruppe» er slik at det kun er en tilfeldighet hvilken gruppe et individ havner i, er det tilstrekkelig å sammenlikne gjennomsnittsutfall i gruppene for å avdekke en årsakssammenheng. Siden det kan stilles spørsmål ved om denne forutsetningen er oppfylt, gjennomfører vi også samme regresjonen 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 studieforbe-

redende studieretning høsten 2002, kan ikke resultatene uten videre sammenliknes 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.

Regresjonsresultater

Tabell 5 viser at det er kraftige effekter av å fullføre videregående opplæring. Marginaleffekten er statistisk utsagnskraftig for alle de fire tilstandene. Fullføring medfører at sannsynligheten for å være inaktiv reduseres med 14,5 prosentpoeng. Det er en stor effekt i forhold til at det er «kun» 10 prosent av dem som har fullført, som er inaktive (se tabell 2).

Den reduserte sannsynligheten for å være inaktiv som følge av fullføring 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, er det negative og forholdsvis små effekter. Sannsynligheten for å være sysselsatt i hel stilling reduseres med 2,5 prosentpoeng ved fullføring, 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 sannsynligheten for å være i utdanning øker mye.

Alle de estimerte effektene av fullføring er mindre enn de «råe» sammenlikningene i tabell 2. Det må skyldes at det er andre faktorer som er av betydning. Av variablene som er inkludert i modellen, er det først og fremst gjennomsnittlig grunnskolekarakter som har sterk effekt med små estimerte standardavvik i forhold til estimert marginaleffekt. En økning i gjennomsnittskarakteren med ett karakterpoeng fører for eksempel til 7,2 prosentpoeng mindre sannsynlighet for å være inaktiv.

For å sammenlikne 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 fullføring eller ikke (fra 0 til 1). Variasjon målt ved standardavvik er på 0,47 for fullføring og på 0,84 for karakterene. En økning på ett standardavvik i fullføring reduserer sannsynligheten for inaktivitet med 6,8 prosentpoeng, og en økning på ett standardavvik i karakterer reduserer sannsynligheten med 6,1 prosentpoeng. Målt på denne måten er betydningen av det som skjer i grunnskolen, målt ved karakternivå, og betydningen av det som skjer i videregående, målt ved fullføring av om lag samme størrelsesorden.

Karakternivået har enda større effekt på valget mellom utdanning og sysselsetting. Det skyldes sannsynligvis at det er elevene med de beste karakterene som i størst grad velger en studieforberedende studieretning i videregående opplæring. En økning på ett karakterpoeng øker sannsynligheten for å være i utdanning med 17,5 prosentpoeng og reduserer sannsynligheten for hel stilling med 7,2 prosentpoeng.

Tabell 5. 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 videregående opplæring innen fem år etter avsluttet grunnskole	-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. generasjons innvandrere	-0,048* (0,011)	0,009 (0,012)	0,004 (0,009)	0,035* (0,012)
2. generasjons 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)
Hjelpstønad	-0,081* (0,016)	0,018 (0,020)	-0,002 (0,008)	0,065* (0,015)

Note: I tillegg til rapporterte variabler inkluderer modellen indikatorer for bostedsfylke, studieretning høsten 2002, samt regional- og arbeidsmarkedsvariabler (se teksten for definisjoner). 51 430 observasjoner. Estimerte standardavvik som er justert for heteroskedastisitet og klustering på regionnivå, er gjengitt i parentes. * indikerer statistisk utsagnskraftig effekt på ett prosent signifikansnivå.

Alle effektene på sannsynligheten for sysselsetting i hel stilling som er rapportert i tabell 5, 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, og sannsynligheten for å være i utdanning er minst

for «referanseindividet». Referanseindividet er en norskfødt mann med norskfødt foreldre som begge kun har grunnskoleutdanning. Han har ikke har mottatt grunn- eller hjelpestønad før fylte 18 år, har svake grunnskolekarakterer, og han har ikke fullført videregående opplæring.

For kvinner er det 0,9 prosentpoeng større sannsynlighet for å være inaktiv enn for menn, alt annet likt, men effekten er ikke signifikant på ett prosent nivå. 1. generasjons innvandrere har større sannsynlighet for å være inaktive enn individer med norskfødte foreldre. Det motsvares av en lavere sannsynlighet for å være sysselsatt i hel stilling. 2. generasjons innvandrere har også lavere sannsynlighet for å være sysselsatt i hel stilling, men det skyldes at de i større grad er i utdanning. Vi finner altså mindre grad av inaktivitet blant 2. generasjons innvandrere enn blant 1. generasjons innvandrere fordi 2. generasjons innvandrere i større grad er i utdanning.

Både mors og fars utdanningsnivå, gitt nivået på de andre variablene i modellen, har kun liten effekt på inaktivitet. Men foreldrenes utdanningsnivå har en betydelig indirekte effekt på arbeidsmarkedstilknytningen siden dette er den viktigste prediktoren for kunnskapsnivået ved avslutningen av grunnskolen (se f.eks. Bonesrønning og Iversen 2008, Bakken 2010). Foreldrenes utdanningsnivå har også en betydelig effekt på valget mellom utdanning og sysselsetting. For eksempel er sannsynligheten for å være i utdanning 12 prosentpoeng høyere, og sannsynligheten for hel stilling 13 prosentpoeng lavere, hvis mor har høyere grad fra høyere utdanning enn hvis hun kun har grunnskoleutdanning, alt annet likt.

Det er ikke urimelig å tro at betydningen av å fullføre videregående opplæring er heterogen; den varierer mellom grupper. For eksempel har studieforberedende og yrkesfaglige studieretninger veldig ulik innretning. Fullføring av en studieforberedende retning gir en annen kompetanse (studiekompetanse) enn fullføring av en yrkesfaglig studieretning (yrkeskompetanse). Et skille mellom studieretninger er også nødvendig å gjøre i vår andre tilnærming nedenfor.

Tabell 6 presenterer separate modeller for individer som startet på en studieforberedende og en yrkesfaglig studieretning. Tabellen viser at valg av studieretning påvirker effekten av å fullføre videregående opplæring. Ved oppstart på en studieforberedende retning 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 utdanning. Ved oppstart på en yrkesfaglig studieretning har fullføring en klar positiv effekt på sannsynligheten for å være sysselsatt i hel stilling som forventet.

Det er verdt å merke seg at effektene på inaktivitet er forholdsvis like for de to

gruppene. Vi finner at effekten på inaktivitet 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), men i forhold til effektene på de andre tilstandene er differansene små.¹⁰

Tabell 6. 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 modellspesifikasjoner som i modellen rapportert i tabell 5. * indikerer statistisk utsagnskraftig effekt på ett prosent signifikansnivå.

Analysert basert på mer sammenliknbare grupper

Det kan i prinsippet 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, sammenlikner vi her individer som er forholdsvis like i forhold til fullføring. Vi reduserer utvalget til å inkludere kun individer som startet en studieforberedende studieretning, og som enten «bare så vidt» fullfører eller «nesten» fullfører, som beskrevet over.

Den første raden i tabell 7 gjengir fra tabell 3 gjennomsnittlige differanser mellom dem som har fullført, og dem som ikke har fullført videregående opplæring. Den andre raden viser differansene for utvalget med sammenliknbare grupper. Differansene er betydelig mindre i utvalget med sammenliknbare grupper.

Hvis fullføring av videregående opplæring er en tilfældighet i utvalget med sammenliknbare grupper, bør alle andre observerbare kjennetegn være like for de to gruppene. I en regresjonsanalyse som inkluderer andre variabler, vil de andre variablene være uten betydning.

En regresjonsanalyse med de samme variablene som er inkludert i tabell 5, gir som forventet effekter av fullføring som er tilnærmet identisk med differansene rapportert i tabell 7. Det tyder på at gruppene består av relativt like individer, bortsett fra om de har fullført eller ikke. En regresjonsanalyse gir ikke mer informasjon om betydningen av å fullføre videregående opplæring enn en enkel sam-

menlikning av gruppene. Effektene fra disse regresjonsanalysene er fremstilt i figur 1 sammen med differansene i tabell 7. Figuren inkluderer også de estimerte effektene i tabell 6 basert på alle som startet på en studieforberedende retning. De estimerte effektene er veldig like differansene for sammenliknbare grupper, men de er noe større for utdanning (34,9 vs. 29,8 prosentpoeng) og noe mer negative for sysselsetting (-15,3 vs. -8,8 prosentpoeng).

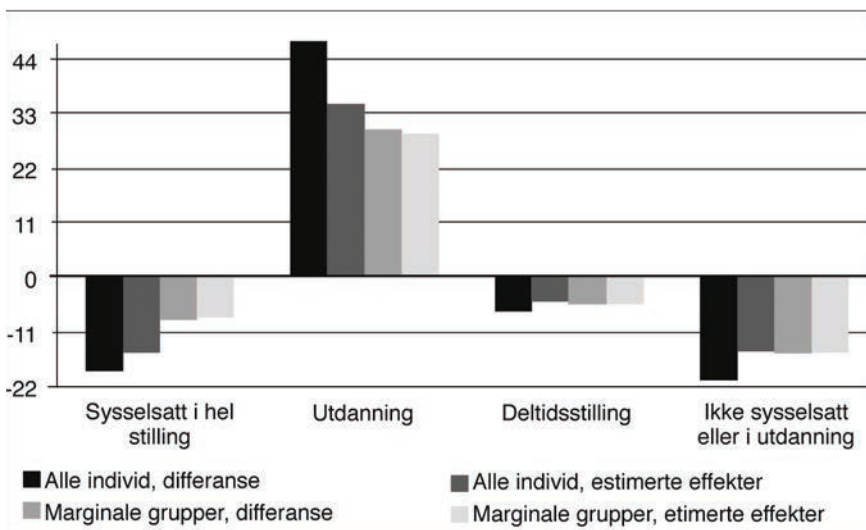
Tabell 7. Differanse fullført vs. ikke fullført videregående opplæring for tilstandsvariablene, delutvalg

	Obser- vasjoner	Sysselsatt i hel stilling	Utdanning og ikke sysselsatt i hel stilling	Sysselsatt i deltidsstil- ling	Ikke syssel- satt eller i utdanning
Alle som startet studieforbere- dende studieret- ning	23 732	-0,191	0,471	-0,071	-0,209
Sammenliknbare grupper	8 718	-0,088	0,298	-0,056	-0,154

Note: Utvalget «sammenliknbare grupper» inkluderer kun individer som startet på en studieforberedende 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 tre år i videregående opplæring.

Det er interessant at alle de tre tilnærmingene som tar hensyn til at individene, er forskjellig, gir omtrent identiske effekter på inaktivitet. Dette resultatet synes robust. Man må imidlertid også tolke disse resultatene med noe forsiktighet siden det er noen variabler som har statistisk signifikante effekter i regresjonsmodellen for sammenliknbare grupper. For eksempel er effektene av grunnskolekarakterene veldig lik det vi fant for modellen som benytter hele kohorten i tabell 5. Dette kan være en indikasjon på at gruppene ikke er helt sammenliknbare likevel, og at også denne tilnærmingen kan overvurdere den kausale effekten av å fullføre videregående opplæring. Vi tror årsaken til at det er utslag av flere variabler, er at gruppene ikke er forsøkt gjort sammenliknbare langs disse dimensjonene. Vi har utelukkende prøvd å gjøre gruppene sammenliknbare med hensyn videregående opplæring, slik at fullføring kan betraktes som en tilfeldighet. På dette punktet ser det ut som at tilnærmingen er rimelig, siden de «råe» differansene er identisk med de estimerte effektene i modellen som tar hensyn til en rekke andre forhold.

Figur 1. Effekter av fullført av videregående opplæring, individer som startet en studieforberedende retning direkte etter avsluttet grunnskole, ulike empiriske tilnærminger



Oppsummering og diskusjon

Utdannings- og arbeidsmarkedstilknytningen ser ut til å bedres betraktelig av å fullføre videregående opplæring. 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 for individer som starter en yrkesfaglig studieretning, som for individer som starter på studieforberedende. Vi får også samme utslag i en estimeringsmodell som inkluderer alle individer, som for et utvalg som er designet slik at fullføring i størst mulig grad skal fremstå som en tilfeldighet. Resultatene er i tråd med Falch et al. (2010), som finner at fullføring reduserer sannsynligheten for å være arbeidssøker og sannsynligheten for å motta offentlig stønad.

Vi har ikke analysert hvorfor fullføring av videregående opplæring synes å ha så stor betydning for inaktivitet. En mulig årsak kan være fallende etterspørsel etter arbeidskraft med lav utdanning og ingen formalkompetanse. En annen mulighet er økt arbeidsinnvandring til jobber i denne delen av arbeidsmarkedet. En tredje mulighet er at fullføring fungerer som et signal om andre egenskaper. Arbeidsgivere kan være skeptiske til å ansette arbeidstakere uten formalkompetanse fordi de er redd det avspeiler lav motivasjon og lav innsatsvilje.

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 studieretningsvalg. Siden effekten på utdanning er større enn effekten på å være inaktiv, må nødvendigvis effekten på sysselsetting være negativ. Men siden utdanning generelt bedrer jobbmulighetene, har åpenbart fullføring av videregående opplæring en positiv effekt på sysselsetting på sikt. Vi finner også at blant dem som startet på en yrkesfaglig studieretning, en opplæring som formelt sett gir yrkeskompetanse, så øker sysselsettingssannsynligheten ved fullføring.

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 utdanning. Den positive effekten på utdanning er altså betydelig sterkere enn den negative effekten på sysselsetting. Resultatene tyder på at betydningen for arbeidsmarkedstilknytningen av grunnskolekarakterer og fullføring er av om lag samme størrelsesorden.

Disse resultatene impliserer at det er viktig med kunnskap om hvorfor relativt mange ikke fullfører videregående opplæring. Det foreligger mange analyser av dette både internasjonalt og for Norge. Slike studier finner typisk at sosioøkonomisk bakgrunn betyr noe, men at kunnskapsgrunnlaget betyr mye mer. Betydelig økning i fullføringsgrad ser altså ut til å kreve enten at kunnskapstilegnelsen i grunnskolen økes, eller at flere med relativt svakt kunnskapsgrunnlag fullfører. Det siste vil sannsynligvis kreve økt motivasjon og innsats hos elevene. Det synes imidlertid å være mangelfull kunnskap om hvordan man kan øke motivasjon og innsats hos elever som har svak progresjon i videregående opplæring.

Noter

- 1 Takk til en anonym konsulent, Bjarne Strøm og Lars-Erik Borge for konstruktive samtaler i forbindelse med dette arbeidet. Artikkelen er basert på et større arbeid (Falch og Nyhus 2011) finansiert av Arbeidsdepartementet og Kunnskapsdepartementet.
- 2 Disse målene blir imidlertid ikke oppfylt (se f.eks. EU 2008).
- 3 Han estimerer dermed ikke den direkte effekten av fullført utdanning på videregående nivå, men effekten av noe mer obligatorisk utdanning.
- 4 En annen interessant norsk studie er Bratsberg et al. (2010). Der studeres variasjon i inntekt for individer som ikke fullfører videregående opplæring, samt overgangen fra skole til arbeidsliv, og man finner blant annet at lange perioder utenfor jobb eller utdanning bidrar til å redusere arbeidsmarkedstilknytningen, samt at denne prosessen avhenger av familiebakgrunn.
- 5 Det er forholdsvis mange 1. generasjons innvandrere som er født før 1986 (32,7 %).

- 6 Gjennomsnittlig grunnskolekarakter er forholdsvis lik for hele utvalget og analyseutvalget i tabell 1. For kolonnen for hele utvalget er imidlertid gjennomsnittskarakteren kun beregnet for dem som har karakterinformasjon, noe som utgjør 97,1 % av observasjonene.
- 7 Det er 19,3 % av individene som er klassifisert som sysselsatt i hel stilling, som også er registrert i utdanning. Og i gruppen som er klassifisert med utdanning som hovedbeskjeftigelse, er det 38,5 prosent som også har deltidsstilling.
- 8 Individene som ikke startet videregående opplæring høsten 2002, er ikke inkludert i tabellen.
- 9 Se Falch og Nyhus (2011) for en nærmere beskrivelse og for estimerte effekter av disse variablene.
- 10 Vi har også estimert separate modeller for kvinner og menn. For begge kjønn finner vi at fullføring av videregående opplæring øker sannsynligheten for å være i utdanning, mens sannsynligheten for de øvrige tre tilstandene reduseres. Alle estimerte effekter er imidlertid noe større for kvinner enn for menn.

Referanser

- Bakken, A. (2010), *Prestasjonsforskjeller i Kunnskapsløftets første år – kjønn, minoritetsstatus og foreldres utdanning*. Rapport 9/2010, NOVA.
- Belfield, C. og H. Levin (2007), «The economic losses from high school dropouts in California». California Dropout Research Project Report 1.
- Bonesrønning, H. og J.M.V. Iversen (2008), *Suksessfaktorer i grunnskolen: Analyse av nasjonale prøver 2007*. SØF-rapport nr. 05/08, Senter for økonomisk forskning AS.
- 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.
- EU (2002), «European benchmarks in education and training: Follow-up to the Lisbon European council». Communication from the commission 629.
- EU (2008), «Progress towards the Lisbon objectives in education and training. Indicators and benchmarks 2008». Commission staff working document.
- Falch, T. (2011), «Videregående opplæring og arbeidsmarkedstilknytning for unge voksne». *Tidsskrift for velferdsforskning*, 14 (1):25–37.
- 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 (2011), *Betydningen av fullført videregående opplæring for sysselsetting blant unge voksne*. SØF-rapport nr. 01/11, Senter for økonomisk forskning AS.
- Fekjær, S.N. og I. Brekke (2009), «I samme båt: Frafall fra videregående skole og arbeidsmarkedstilknytning blant etterkommere av innvandrere og unge med majoritetsbak-

- grunn». I: G.E. Birkelund og A. Mastekaasa (red.), *Integrert? Innvandrere og barn av innvandrere i utdanning og arbeidsliv*. Oslo: Abstrakt forlag.
- Frøseth, M.W. (2008), *Tre år etter videregående opplæring. Kartlegging av overgangen til videre utdanning og arbeidsliv blant personer som avsluttet videregående opplæring i Østfold våren 2003*. Oslo: Rapport 46/2008, NIFU STEP.
- 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.
- OECD (2010), *Education at Glance*. OECD, Paris.
- Opheim, V. (2009), «Kostnader ved frafall: Hva betyr frafall i videregående opplæring for inntekt blant ulike grupper yrkesaktiv ungdom?» *Søkelys på arbeidsmarkedet*, 26:325–340.
- Oreopoulos, P. (2007), «Do dropouts drop out too soon? Wealth, health and happiness from compulsory schooling». *Journal of Public Economics*, 91:2213–2229.
- Oreopoulos, P. (2009), «Would more compulsory schooling help disadvantaged youth? Evidence from recent changes to school-leaving laws». I: J. Gruber, red., *The problems of disadvantaged youth: An economic perspective*, Chicago: NBER og Chicago University Press.
- St.meld. nr. 44 (2008–2009), *Utdanningslinja*.
- Støren, L.A., Helland, H. og Grøgaard, J.B. (2007), *Og hvem stod igjen...? Sluttrapport fra prosjektet Gjennomstrømning i videregående opplæring blant elever som startet i videregående opplæring i årene 1999–2001*, Oslo: Rapport 14/2007, NIFU STEP.
- Aakvik, A., K.G. Salvanes og K. Vaage (2010), «Measuring heterogeneity in the returns to education using an educational reform». *European Economic Review*, 54:483–500.