

Overgangen frå utdanning til arbeid - jobbsøk og tidleg utfall i arbeidsmarknaden

Amund S. Eikrem

Masteroppgåve

Masteroppgåva er levert for å fullføre grada

Profesjonsstudium i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi
juni 2017



UNIVERSITETET I BERGEN

Forord

Arbeidet med denne masteroppgåva har vore både gjevande og slitsamt. Mange har bidrege direkte eller indirekte til at eg har greidd å fullføre denne masteroppgåva.

Først og fremst vil eg takke rettleiaren min, Espen Bratberg for forslag til problemstilling, svært kunnig og tolmodig hjelp og gode kommentarar. Eg vil også takke Gunnar Larsson for korrekturlesing og gode innspel. Takk til sambuaren min Marta Rekdal Eidheim, som har gitt meg god støtte, og som dessutan har lest korrektur på oppgåva og gitt nyttige tilbakemeldingar. NSD skal ha takk for god hjelp ved utlevering av data. Til slutt vil eg takke medstudentar ved institutt for økonomi, som med interessante diskusjonar og synspunkt har gjort både studietida og denne oppgåva betre.

Amund S. Eikrem

Amund S. Eikrem, Bergen, 1. juni 2017

Samanfatting

Overgangen frå utdanning til arbeid - jobbsøk og tidleg utfall i arbeidsmarknaden

Av Amund S. Eikrem

Universitetet i Bergen, 2017

Rettleiar: Espen Bratberg

I denne masteroppgåva undersøker eg kva som medverkar til ein god overgang frå utdanning til arbeid. Dette blir gjort ved å nytte tre mål på utfall i arbeidsmarknaden. Dei tre måla er varigheita av jobbsøket, startløna og varigheita av tilsettinga i den første jobben. Analysen blir gjort på anonymiserte, norske registerdata frå perioden 2003 til 2013. Datasettet inneheld detaljert informasjon om utdanning, arbeid, demografi og mottak av trygdeytningar. Det er grunn til å tru at utfalla er påverka av uobservert heterogenitet. Ei korrigering for dette blir gjort med økonometrisk modellering. Deltaking i arbeidsmarknaden kan henge saman med utfalla på måtar som ikkje lar seg observere. Eg nyttar derfor ein seleksjonsmodell for å fjerne skeivheit i dei estimerte effektane. Ytterlegare uobservert heterogenitet som kan påverke resultatata blir diskutert.

Resultata viser ein sterk samanheng mellom utdanning og gunstige utfall i arbeidsmarknaden, som kortvarig jobbsøk og høg startløn. I tråd med tidlegare norsk forskning, viser eg at avkastninga av høgare utdanning i Noreg er relativt låg i internasjonal samanheng. Avkastninga er derimot høg for individ med allmennfagleg vidaregåande skule, samanlikna med grunnskuleutdanning. Yrkesfagleg vidaregåande opplæring gir lite gevinst i form av startløn, men gir rask overgang frå utdanning til arbeid og stabil tilsetting. Vidaregåande skule betrar dermed utfalla i arbeidsmarknaden i betydeleg grad. Resultata viser òg at jobbsøk er produktivt på den måten at lenger jobbsøk gir høgare startløn. Samanhengen mellom varigheita av jobbsøket og varigheita av første jobben er derimot negativt. Dette kan indikere at det ikkje er rimeleg å rekne langvarig jobb som eit einseitig positivt utfall. Samanlikning med tidlegare litteratur tilseier at kjønn er ein mindre avgjerande faktor for utfall i arbeidsmarknaden enn tidlegare, og det blir ikkje estimert skilnad i løn mellom kjønna.

Analyse av data er gjort med Stata 14. Databehandling er gjort med Stata 14 og MS Excel.

Innhold

1	Innleiing	1
2	Institusjonelle høve	3
2.1	Utdanningssystemet	3
2.2	Økonomiske ytingar	4
2.3	Arbeidsmarknaden 2003-2013	5
3	Relevant litteratur	6
3.1	Søk og match-teori	7
3.2	Investering i humankapital, signalisering og seleksjon mot utdanning	8
3.3	Jobbsøk og overgangar i arbeidsmarknaden	9
3.4	Utdanning og utfall i arbeidsmarknaden	11
3.5	Konsekvensar av tidleg arbeidsmarknadsutfall	13
4	Data	13
5	Deskriptiv statistikk	17
6	Modell og estimering	22
6.1	Søketid	23
6.2	Startløn	26
6.3	Jobbtid	27
6.4	Modellspesifikasjon	28
7	Resultat	30
7.1	Søketid	31
7.2	Startløn	34
7.3	Jobbtid	36
7.4	Samla resultat og validitet	38

8 Konklusjon	40
Referansar	43
A Appendiks - Deskriptiv statistikk	47
B Appendiks - Alternativ modellspesifikasjon	51

Tabellar

1	Normal alder for fullføring	14
2	Deskriptiv statistikk - bakgrunn og utdanning	17
3	Deskriptiv statistikk - Skilnad etter utdanningsnivå	18
4	Deskriptiv statistikk - Arbeid	20
5	Variablar i modellane	28
6	Estimat av likning 1 - $\ln(\text{Søketid})$	32
7	Estimat av likning 2 - $\ln(\text{Startløn})$	34
8	Effekt på startløn per år utdanning	35
9	Estimat av likning 3 - $\ln(\text{Jobbtid})$	37
10	Deskriptiv statistikk - Inkluderte og utelatne observasjonar	47
11	Deskriptiv statistikk - Skilnad norsk/utanlandsk utdanning	48
12	Deskriptiv statistikk - Seleksjon mot dagpengar	48
13	Deskriptiv statistikk - Skilnad mellom kjønn	49
14	Deskriptiv statistikk - Skilnad etter landbakgrunn	50
15	Alternativ spesifikasjon - Utdanningsnivå og utanlandsk utdanning	52

Figurar

1	Arbeidsløyse 2003-2013	6
2	Fordeling av jobbtid	21
3	Fordeling av variablar	40

1 Innleiing

Få saker er det så stor politisk semje om, som målet om å tilby arbeid til alle. Arbeid bidreg til finansiell sjølvstende, sosialt nettverk, og er for mange eit instrument for sjølvrealisering. Finansieringa av den norske velferdsstaten er tufta på at så mange som råd skal bidra til fellesskapen ved å generere skattlagt inntekt. Tilknytinga til arbeidsmarknaden som blir etablert i dei første yrkesaktive åra, er svært avgjerande for resten av yrkeskarrieren. Dei som får ein god start, opplever ei sterk auke i løn og status gjennom dei første åra i arbeidsmarknaden. Dei som fell utanfor arbeidsmarknaden i ung alder, har derimot større sannsyn for utanforskap også seinare i livet. Målet med denne masteroppgåva er å undersøkje kva for karakteristikkar som gir ein god start på arbeidskarrieren. Dette er sentral del av informasjonsgrunnlaget for utforming av målretta tiltak som skal sikre høg deltaking i arbeidsmarknaden for nyutdanna. Utdanning er det mest omfattande og kostbare verkemiddelet som blir brukt til dette formålet, og vil derfor vere eit naturleg hovudfokus.

Overgangen frå utdanning til arbeid er ein samansett prosess. Ufrivillig arbeidsløyse er tradisjonelt sett på som eit negativt utfall, der ein arbeidar er fanga i ein uproduktiv tilstand. Økonomar har lenge opna for å sjå på midlertidig arbeidsløyse som produktivt, fordi det tillet målretta og effektivt jobbsøk. Dette kan i tur føre til at arbeidssøkarane finn betre jobbar, og aukar produktet over livsløpet. Ein god jobb må ventast å gi ei høg løn, og gje arbeidstakaren svakare insentiv til å byte jobb. Ambisiøse arbeidarar må ventast å finne gode jobbar, men kan samtidig tenkjast å ha preferansar for hyppige byte av jobb. Det vil altså finnast motstridande effektar som avgjer varigheita av den første tilsettinga. Det er derfor nødvendig å måle utfallet i arbeidsmarknaden på fleire måtar. Ved å måle tre utfall i arbeidsmarknaden, kan eg danne eit heilskapleg bilete av overgangen frå utdanning til jobb. Dei tre måla er varigheit på søkeperioden før første jobb (søketid); startløn i den første jobben og varigheit på tilsettinga i den første jobben (jobbtid).

Dei tre utfalla er tett knytte til kvarandre, og må alle ventast å delvis vere forklarte av faktorar som ikkje er observerte i data, mellom anna medfødde evner, indre motivasjon og ambisjonar. Det fins altså truleg uobserverte samanhengar mellom dei tre utfalla. Ved å modellere seleksjonsmekanismane som avgjer deltaking i arbeidsmarknaden, kan eg ta omsyn til desse samanhengane. Sensurering av variablane medfører vidare komplikasjonar for modelleringa. Eg vil derfor byggje opp ein omfattande modell, som blir brukt til analyse av detaljerte registerdata frå perioden 2003-2013.

Bratberg & Nilsen (2000) har tidlegare gjort ein liknande analyse av norske data frå 1989-

1994. Denne studien fungerer som eit nyttig referansepunkt og inspirasjon for denne masteroppgåva. I tida mellom dei to datasetta blei samla inn, skjedde det fleire ulike endringar i den norske arbeidsmarknaden som gjer at det er interessant å gjere ein ny analyse av denne problemstillinga.

Dei siste åra har det oppstått ei oppfatning av at utdanningsnivået i Noreg er for høgt, og at det fins ei såkalla “mastersyke” (NIFU, 2014). Dersom dette stemmer, må det ventast at avkastninga av utdanning er lågare enn den tidlegare har vore. Det er derfor interessant å undersøkje om utdanning framleis er eit godt verkemiddel for å sikre ein god jobb. Særleg interessant er det å undersøkje om masseutdanning har ført til at dei som ikkje tek lang utdanning i større grad hamnar på utsida av arbeidsmarknaden. Retten til treårig vidaregåande opplæring(VGS) blei lovfesta i 1994. Dette medførte både at fleire starta, og at fleire fullførte vidaregåande opplæring (Hernes, 2010). Det vil derfor vere særleg interessant å kartleggje utfalla for arbeidstakarar som ikkje har fullført vidaregåande opplæring, og har grunnskuleutdanning.

Delen av befolkninga som er innvandrar har auka¹. Dette tilseier at det fins ein større del som er førstegenerasjons-innvandrarar enn i utvalet til Bratberg & Nilsen (2000). Det er rimeleg å leggje til grunn at tilknytning til samfunnet og kulturen er ei fordel for deltaking i arbeidsmarknaden. Førstegenerasjons-innvandrarar kan derfor stå i særleg fare for å hamne utanfor arbeidsmarknaden. Auka innvandring kan derfor tenkjast å ha gitt auka konkurranse om lågløna arbeid, og endra vilkåra for dei som har svak tilknytning til arbeidsmarknaden.

Av ulike årsaker har kvinner tradisjonelt fått lågare løn, og hatt svakare tilknytning til arbeidsmarknaden enn menn. Kvinner si rolle i arbeidsmarknaden har endra seg dei siste tiåra. Kvinner tek meir utdanning enn menn, og deltek i stadig aukande grad i arbeidsmarknaden. Det kan derfor tenkjast at skilnaden mellom kjønna er endra dei siste åra.

Oppgåva er organisert på følgjande måte. I del 2 legg eg fram informasjon om dei institusjonelle høva som er relevante for arbeidsmarknaden i Noreg. I del 3 går eg gjennom eksisterande litteratur som kan bidra til å motivere og nyansere analysen. I del 4 blir datagrunnlaget og forskingsdesignen lagt fram. Del 5 inneheld deskriptiv statistikk. Ein detaljert gjennomgang av modellering og modellspeifisering blir gjennomgått i del 6. Del 7 drøftar resultatata, og del 8 samanfattar og konkluderer.

¹frå 3,4% i 1989 til 7,3% i 2007 (13% i 2015) (SSB, 2017e)

2 Insitusjonelle høve

For å kunne analysere den norske arbeidsmarknaden, er det naudsynt å ha eit godt informasjonsgrunnlag. I denne delen vil eg derfor leggje fram sentrale høve som må ventast å påverke utfall i arbeidsmarknaden og insentiv for arbeid. Til slutt vil eg gå gjennom sentrale trekk ved den norske arbeidsmarknaden.

2.1 Utdanningssystemet

I analysen blir det nytta data om individ som vart fødde mellom 1973 og 1991. Mesteparten av individa vart utdanna i det norske utdanningssystemet. Ein kort gjennomgang av dette systemet i perioden 1980-2007 vil derfor gi relevant bakgrunnsinformasjon. Informasjonen er henta frå NOU 2007:6 (2007, s. 61-68). Det norske skulesystemet er slik at alle har plikt til å delta i grunnskulen. Frå 1975 av var det 9-årig grunnskule, med oppstart det året eleven blei 7 år. Frå og med 1997 vart grunnskulen utvida til 10 år, og elevane starta i skulen det året dei blei seks år. I utvalet som blir brukt her, er det berre individ født i 1991 med grunnskuleutdanning som vart påverka av denne endringa. Normal alder for fullført grunnskule er 16 år for alle individ.

Etter fullført grunnskule kan eleven gå ut i arbeidsmarknaden, eller ta vidaregåande opplæring. VGS yrkesfag har fagbrev som mål, og består av to år skulegang, fulgt av ei to år læretid der lærlingen tek imot ei avgrensa løn. Dette gir ei svært yrkesretta utdanning, der elevane har arbeidserfaring i det utdanninga formelt blir avslutta. Treårig allmennfagleg VGS gir ei meir generell utdanning som i større grad er meint som grunnlag for høgare utdanning. Retten til å gå treårig VGS blei lovfesta i 1994.

Dei som fullfører treårig VGS kan ta høgare utdanning. Systemet for høgare utdanning blei endra med Kvalitetsreforma i 2003. Denne reforma medførte redusert tid for gjennomføring av kort høgare utdanning (bachelor) frå 4 til 3 år (Aamodt & Michelsen, 2007). Lang høgare utdanning (hovudfag/mastergrad) var uendra på to år. Det var tillate ei overgangsperiode der eksisterande studentar kunne fullføre grader etter det gamle systemet.

Det offentlege tilbyr (tilnærma) gratis utdanning på alle nivå. For VGS fins det behovsprøvde stønadsordningar. For høgare utdanning tilbyr det offentlege studielån og stipendordningar. Desse er òg behovsprøvde, på ein slik måte at høg inntekt eller formue medfører redusert utbetaling.

Dei siste tiåra har utdanningsnivået i den norske befolkninga auka. Andelen med høgare

utdanning auka frå 14,9% i 1989 til 26,4% i 2007 (og vidare til 32,2% i 2015) (SSB, 2017f). Av dei som starta VGS i 2010, fullførte 73% utdanning innan 5 år (1-2 år etter normert tid). Kvinner fullfører i større grad VGS, og har sidan midten av 1980-talet tatt meir høgare utdanning enn menn (SSB, 2017f). Dei siste 15 åra har kvinner utgjort om lag 60% av studentmassen. Kvinner vel i større grad helsefaglege og pedagogiske utdanningar enn menn. Omvendt er det med naturvitskaplege og tekniske fag, der menn er i overtal. Noreg har utgifter til utdanning som er langt over snittet for OECD-land (OECD, 2016, 173-177), men samanlikna med andre offentlege utgifter har utgiftene til utdanning gjekk ned frå 2008-2012.

2.2 Økonomiske ytingar

Den norske velferdsstaten tilbyr ei rekkje ytingar som kan tenkjast å påverke arbeidstilbodet til mottakarane. Arbeidslause har rett på dagpengar dersom dei kjem frå løna arbeid og får arbeidsmengda redusert med minst 50% (Folketrygdloven, 1997; NAV, 2016b, del III). Når ein tek imot dagpengar, blir det stilt krav til at ein aktivt søker arbeid. Ein kan vere mottakar av dagpengar i 12-24 månadar, avhengig av tidlegare arbeidsinntekt. Dagpengar er ei yting på 62,4% av tidlegare inntekt. Det fins særskilde ordningar for nylig dimitterte vernepliktige, som har rett på opp til 26 veker med dagpengar, uavhengig av tidlegare inntekt. Denne ytinga krev altså i dei fleste høve ei tilknytning til arbeidsmarknaden, så dei færraste unge som går inn i arbeidsmarknaden for første gang, vil ha tilgang på denne ytinga.

Foreldre til barn mellom 1 og 2 år kan ta imot kontantstøtte dersom dei ikkje nyttar barnehageplass (Kontantstøtteloven, 1997). Denne ytinga vil altså truleg i dei fleste tilfelle gå til familiar der minst ein forelder er ute av arbeid. Bruken av kontantstøtte har sidan 1990-talet blitt kraftig redusert (SSB, 2012). Innvandrarak tek oftare imot kontantstøtte enn andre. Dette gjeld særleg ikkje-vestlege innvandrarak.

For individ som ikkje har inntekt fins det ei rekkje ulike sosiale stønader, som hjelper dei å oppretthalde eit minimum av ressursar. Desse er behovsprøvde, og generelt mindre generøse enn dei andre ytingane. Detaljert gjennomgang av desse går derfor ut over det som er målet for denne masteroppgåva.

Helserelaterte stønader kan ha verknad på arbeidsmarknaden. Slike ytingar er meir generøse enn sosial- og arbeidsmarknadsytingar. Individ som kjem frå arbeidsmarknaden og får redusert arbeidsevna si, kan motta arbeidsavklaringspengar (AAP) i inntil 4 år (NAV, 2016a). AAP blei innført i 2010, som erstatning for dei tre tidlegare ordningane yrkesretta attføring, rehabiliteringspengar og tidsavgrensa utførestønad, og er meint som eit tilsvarande tilbod.

Uføretrygd er ein permanent pensjon, som har liknande krav (NAV, 2016c). Ytinga blir større dersom ein tidlegare har hatt arbeidsinntekt, men ein kan ta imot uføretrygd utan å ha arbeidd. Det kan derfor tenkjast at unge personar med helseproblem blir mottakarar av uføretrygd dersom dei ikkje finn arbeid.

2.3 Arbeidsmarknaden 2003-2013

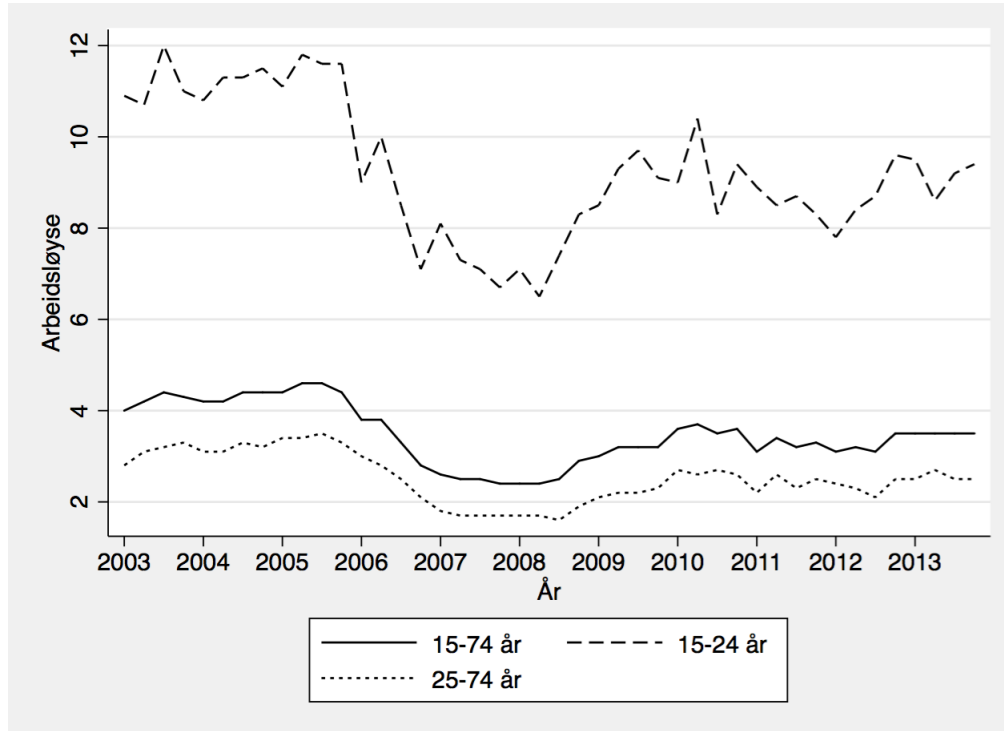
Den norske arbeidsmarknaden er regulert av arbeidsmiljøloven (Arbeidsmiljøloven, 2005). Denne blei endra i 2006, men det er lite truleg at endringane påverka tidlege utfall i arbeidsmarknaden i særleg grad. Ein viktig eigenskap ved lovverket, både før og etter 2006, er at stillingsvernet er nokså sterkt. Arbeidsgjevarar kan sikre seg mot uproduktive arbeidarar ved å nytte prøvetid (opp til seks månadar), eller midlertidige tilsettingar. Dersom regelverket medfører ei auke i risikoen arbeidsgjevarane har ved tilsetting på avgrensa informasjonsgrunnlag, er denne verknaden truleg liten. Arbeidsmiljøloven definerer ei minimum oppseiingstid på éin månad. Denne gjeld for begge partar i tilsettingsforholdet, og kan tenkjast å medføre ei lita tregheit i avslutting av, og overgangar mellom tilsettingar.

Figur 1 viser nasjonal arbeidsløyse gjennom den observerte perioden. Arbeidsløysa var høgast i starten av perioden, og gjekk ned i perioden 2005-2007. Dei som avslutta utdanninga i 2007 gjekk altså ut i arbeidsmarknaden i ein litt meir gunstig økonomi enn dei som avslutta utdanninga i 2003. Arbeidsløysa for heile arbeidsstyrken var nokså stabil, og låg heile tida mellom 2,4% og 4,6%. Arbeidsløyse blant unge mellom 15 og 24 år var langt høgare og meir ustabil enn for arbeidsstyrken samla. Det vil altså kunne vere ein del variasjon i arbeidsløyse blant unge, sjølv om økonomien var nokså stabil.

Etter at EU blei utvida i 2004, auka arbeidsinnvandringa frå Aust-Europa (SSB, 2013). Dette har ført til at polakkar utgjer den største innvandrargruppa i Noreg. Ein konsekvens av arbeidsinnvandringa er at menn er overrepresenterte blant innvandrarane etter 2005. Arbeidsinnvandrarane går typisk inn i bygg- og anlegg, industri, landbruk og yrke med låge kompetansekrav (Friberg, 2013).

Kvinner er i stadig aukande grad deltakande i arbeidsmarknaden. Delen av kvinner som var sysselsette auka frå 59,4% i 1989 til 67,8% i 2007 (SSB, 2017a). Dette er den nest høgaste andelen blant OECD-landa (OECD, 2016). Noreg har saman med dei andre nordiske landa minst inntektsulikskap blant OECD-landa. Sjølv om ulikskapen blei større frå 1980-talet fram til 2008 (OECD, 2011, s. 24), kan lønsstrukturen seiast å vere samanpressa. Noreg har nokså lite bruk av midlertidig arbeidskraft samanlikna med andre europeiske land (Nergaard,

Figur 1: Arbeidsløyse 2003-2013



Nasjonal arbeidsløyse. Sesongjusterte kvartalstal. Kjelde: SSB(2017a)

2004). Det blei observert ein liten reduksjon i jobbstabilitet fram mot midten av 2000-talet, særleg for eldre arbeidstakarar (Heum et al., 2006, kap. 2). Arbeidarane gjekk i stor grad frå jobb til jobb, så reduksjonen i stabilitet hadde neppe velferdskonsekvensar.

3 Relevant litteratur

I denne delen vil eg gjere greie for eksisterande litteratur som kan informere analysen, og fungere som samanlikningsgrunnlag. Teorien som ligg til grunn for analysen, er i stor grad søk og match-teorien. Denne teorien tilbyr eit heilskapleg rammeverk for teoretiske prediksjonar for jobbsøk og overgangar i arbeidsmarknaden. Ein kort gjennomgang av søk og match-teorien er derfor nødvendig. Val av utdanning er ein kompleks prosess, og er viktig for tolkinga av resultatata i analysen. To teoriar om val av utdanningsmengd blir derfor lagt fram. Eg går deretter gjennom relevant empirisk litteratur.

3.1 Søk og match-teori

Søk og match-teorien ser på utfallet i arbeidsmarknaden som ein heilskapleg prosess, der arbeidarar og verksemdar blir kopla til kvarandre. Arbeidarane si tilpassing ved jobbsøk blir forklart som eit dynamisk optimeringsproblem (Eckstein & van den Berg (2007) samanfattar litteraturen). Arbeidarane kan vere arbeidslause, eller i jobb. Kvar av desse tilstandane gir nytte i form av konsum og fritid. Verksemdene vil maksimere profitten sin, og ynskjer å tilsette arbeidarar som har høg produktivitet. Det er uvisse knytt til arbeidarane sin produktivitet, så verksemdene tilbyr arbeidssøkarane jobb basert på signal om produktivitet. Signala som ligg til grunn for arbeidsgjevarane sine tilbod kan inkludere utdanning, historikk i arbeidsmarknaden, demografi osv.

Arbeidssøkarane kan ta imot tilbod om arbeid til ei gitt løn. Frå søkaren sin ståstad verkar tilbodet om løn som tilfeldig trekt frå ei kjent lønsfordeling. Når søkaren tek imot eit jobbtilbod må ho/han avgjere om ho/han skal akseptere tilbodet. Dette blir gjort ved at dei dannar ei reservasjonsløn ut frå kostnadane ved vidare arbeidsløyse og rasjonelle forventningar om lønstilboda dei vil få. I nokre tilfelle blir løna forhandla fram mellom partane, mens arbeidssøkarane i andre tilfelle må takke ja eller nei til den løna dei får tilbod om. Når partane blir einige, oppstår det ein match mellom arbeidstakar og -gjevar, og produktiviteten til arbeidaren blir avgjort.

Ettersom tilbod om løn er gitt under uvisse, kan tilboda om løn variere tilsynelatande tilfeldig frå arbeidaren sin ståstad. Dersom ein takkar nei til det første tilbodet, kan neste tilbod gi ei høgare løn. Det kan altså finnast situasjonar der det løner seg for arbeidssøkaren å tillate ein lenger søkeperiode, for å oppnå ein god match. Dersom søkeperioden blir lang, kan det derimot tolkast som eit teikn på låg produktivitet, og redusere både sannsynet for jobbtilbod, og løna som blir tilbydd. Det er derfor rimeleg at vidare jobbsøk har fallande utbytte etter kvart som søkeperioden blir lang.

Nokre modellar tillét vidare jobbsøk når arbeidaren er i jobb. Arbeidaren kan derfor avslutte tilsettinga dersom det skulle dukke opp betre tilbod i arbeidsmarknaden. Dette kan motivere bruk av kortvarige tilsettingar som springbrett vidare inn i arbeidsmarknaden. Samtidig opnar det for at lite produktive matchar kan bli avslutta av begge partar. Ein produktiv match med høgtlønt arbeidar må altså ventast å vare lenger enn ein lite produktiv match, eller ein match der arbeidaren får låg løn. Den kausale effekten frå startløn til jobbtid er derfor venta å vere positiv. På den andre sida kan svært produktive arbeidarar ventast å vere ambisiøse og attraktive blant arbeidsgjevarar, og dermed ha god mobilitet i arbeidsmarkna-

den, slik at gunstige byte av jobb er mogleg. Det er derfor vanskeleg å gjere prediksjonar om samanhengen mellom startløn og jobbtid.

3.2 Investering i humankapital, signalisering og seleksjon mot utdanning

Ettersom utdanning blir anteke å vere ein svært avgjerande faktor for utfall i arbeidsmarknaden, vil det vere viktig å forstå kva for mekanismar som kan forklare tilpassinga for investering i utdanning. To hovudgreiner innan teorien forklarar denne tilpassinga.

Ein forklaringsmodell for investering i utdanning, er humankapitalteorien (Becker, 1962; Boeri & van Ours, 2013, kap. 8). Ifølge denne teorien kan individ anten arbeide og ta imot løn, eller ta utdanning og akkumulere humankapital. Humankapitalen aukar produktiviteten til arbeidaren, løna som han/ho tek imot, og sannsynet for at han/ho finn arbeid. Utdanninga kan ha direkte kostnadar, som skulepengar og prisen av materiell. I tillegg fins det ein mental kostnad av innsatsen som må leggjast ned, og ein alternativkostnad ved at individet går glipp av inntekt når han/ho tek utdanning. Optimal tilpassing er der kostnaden av utdanning er lik den ned-diskonterte framtidige innteninga av utdanninga. Avgjerdsla må gjerast på grunnlag av forventingane som individa har om den framtidige inntekta. Individa kan ha ulike medfødde evner, motivasjon etc. som påverkar den mentale kostnaden av utdanning, og gjer at tilpassinga for individa er ulike. Investering i humankapital kan bli forstyrra av ulike svakheiter i marknaden. Tilgangen til kreditt kan vere avgjerande for individa sine val av utdanning. Utan tilgang til kreditt, må utdanning finansierast med opparbeidd kapital. Dersom kreditten er dyr, aukar kravet til avkastning av utdanninga. Kredittrestriksjonar kan derfor føre til at lønsame investeringar i humankapital ikkje blir gjort.

Den kausale effekten frå utdanning til produktivitet er vanskeleg å bevise. Eit alternativ til humankapitalteorien er å sjå bort frå denne samanhengen, og heller sjå på produktivitet som eit resultat av medfødde evner. Arbeidsgjevarane kan ikkje observere desse evnene, så arbeidstakarane må nytte utdanning som signal om produktivitet (Boeri & van Ours, 2013, kap. 8; Spence, 1973). Dersom dette er tilfelle, vil individ med sterke medfødde evner velje å ta lenger utdanning enn dei med svakare evner, som har høgare mental kostnad av å ta utdanning. Utdanning har i dette tilfellet ingen eigenverdi, og gir berre individuell verdi i form av posisjonering i høve til arbeidsmarknaden.

Til felles har dei to teoriane at dei predikerer ei positiv individuell avkastning av utdanning. Dei har derimot motstridande implikasjonar for sosialt optimum for investering i utdanning.

Humankapitalteorien tilseier at utdanning kan ha positive eksternalitetar, slik at den sosiale verdien av utdanning er høgare enn den private. Slike effektar kan til dømes vere av auka deltaking i samfunnet (Oreopoulos & Salvanes, 2009), eller at heva utdanningsnivå aukar økonomien sin samla produktivitet (Moretti, 2004). Individua vil då investere i mindre humankapital enn det som er sosialt optimalt. Signaliseringsteorien tilseier derimot at individua ved å forsøke å posisjonere seg i arbeidsmarknaden, vil investere meir i utdanning enn det som er sosialt optimalt.

Ein kombinasjon av humankapitalteorien og signaliseringsteorien skildrar truleg samanhen- gen mellom utdanning og produktivitet best. Begge tilseier at det fins seleksjon mot ulike utdanningsnivå, som gjer at den kausale effekten av utdanning er heterogen og vanskeleg å bevise. Skilnadar i individuell mental kostnad av å ta utdanning tilseier at krava til avkast- ning kan skilje seg systematisk mellom dei ulike utdanningsnivåa.

Individa kan tenkjast å velje utdanning og fagretning ved å sjå på utdanning som konsum av informasjon. Utdanning gir då privat verdi både i form av framtidig inntekt og i form av konsum. Dette kan føre til at individua tek lenger utdanning enn det som er finansielt optimalt. Ulike fagretningar kan dessutan gi ulik avkastning i arbeidsmarknaden. Dersom individua har preferansar for kva type kunnskap dei konsumerer, kan det derfor tenkjast at dei investerer i ein anna type utdanning enn den som gir høgast avkastning.

I Noreg er tilgangen til utdanning sikra av det offentlege og utdanning er økonomisk gunstig. Tilgangen til kreditt er god. Det er derfor lite grunn til å tru at det er underinvestering i humankapital i Noreg. Med høgt utdanningsnivå i befolkninga, og relativt låge kostnadar knytt til utdanning, fins det derimot insentiv for å investere i svært lang utdanning for å signalisere gode medfødde eigenskapar. Dersom det er suboptimal investering i humankapital i Noreg, vil det altså truleg vere for høgt utdanningsnivå.

3.3 Jobbsøk og overgangar i arbeidsmarknaden

Overgangar i arbeidsmarknaden er grunnlaget for ein rik litteratur. I dette avsnittet vil eg fokusere på empirisk litteratur som undersøker samanhengene mellom dei ulike utfalla.

Eckstein & van den Berg (2007) samanfattar den empiriske litteraturen som byggjer direkte på søk og match-teorien, der det blir estimert strukturelle modellar. Nokre funn går igjen i dei ulike studiane. Søketid blir i stor grad avgjort av sannsynet for å få tilbod om jobb. Det vil seie at ein stor del av arbeidssøkarane aksepterer det første tilbodet dei får. Eckstein & Wolpin (1995) såg spesifikt på akseptert startløn og varigheita av jobbsøket før første jobb.

Dei fann at sannsynet for å gå frå jobbsøk til jobb minkar med varigheita på søkeperioden. Lenger søkeperiode vart òg kopla til lågare startløn. Annan forskning undersøker overgangar i arbeidsmarknaden utan å estimere strukturelle modellar. Bratberg & Nilsen (2000) brukte norske data, og estimerte søketid, startløn og jobbtid simultant. Dei fann ingen samanheng mellom søketid og akseptert løn, men fann derimot at søketid hang positivt saman med varigheit av første jobb. Ei høg startløn medførte lenger tilsetting.

Litteraturen om effekten av søketid på match-kvalitet fokuserer ofte på effekten av offentlege stønader som skal sikre mot arbeidsløyse (arbeidsløyseforsikring, heretter forkorta til AF). Gaure et al. (2012) brukte norske registerdata, og såg på individ som tok deltok i tiltak for arbeidslause (dagpengar eller andre program). Dei fann at lenger søketid gav høgare løn (13% auke i det første halvåret av søketida). Dei fann òg at sannsynet for å finne jobb steig, og den aksepterte løna minka i tida før ytinga fall bort. Caliendo et al. (2013) brukte ein diskontinuitet i det tyske systemet, der dei som blir arbeidslause etter fylte 45 år får AF lenger enn dei som er under 45 år². Dei fann at den utvida stønaden førte til at menn fann ein meir stabil jobb. Den same effekten blei ikkje observert for kvinner. Nekoei & Weber (2017) gjorde ei liknande studie ved ei forlenging av varigheita av AF i Austerrike, og fann ingen effekt på jobbtid. Dei fann derimot at arbeidssøkarane fekk høgare løn som følge av endringa.

Det er godt dokumentert at lange periodar med arbeidsløyse reduserer sannsynet for å få jobb (Eckstein & Wolpin, 1995; Turon, 2003; Van den Berg & Van Ours, 1994). Kalwij (2010) finn at denne effekten varierer med konjunktursyklusen, og er sterkast når arbeidsløysa er høg. Dette kan bidra til å forklare skilnadar mellom studiar som nyttar ulike data. Kroft et al. (2013) fann ved feltstudiar at varig arbeidsløyse reduserer sannsynet for å få respons på jobbsøknadar. Ein del av den negative effekten av varig jobbsøk kjem altså av at arbeidsgjevarane oppfattar lang søketid som eit negativt signal om at arbeidaren har låg produktivitet eller av andre årsaker er ugunstig å tilsette.

Cockx & Picchio (2012) fann at korte tilsettingar aukar sannsynet for å få ein langvarig jobb innan to år, samanlikna med reint jobbsøk. Byte av jobb i dei ti første åra i arbeidskarrieren er dessutan knytt til mesteparten av lønsveksten gjennom livet (Topel & Ward, 1992). Å sjå på kort jobbtid i første jobb som eit einseitig negativt utfall er derfor neppe rimeleg.

²Dette gjeld altså for ei gruppe som er i ei anna livsfase enn dei som blir observerte i denne oppgåva.

3.4 Utdanning og utfall i arbeidsmarknaden

Effekten av utdanning på utfall i arbeidsmarknaden, særleg løn, er eit emne som har motiverert ein omfattande litteratur. Uobserverte heterogenitet og seleksjon mot utdanning gjer at truverdige kausaleffektar er vanskeleg å estimere. Det generelle utdanningsnivået i arbeidsmarknaden vil dessutan henge saman med individuelle utfall, slik at effekten av utdanning truleg vil endre seg over tid. Det vil derfor vere viktig å ha eit omfattande samanlikningsgrunnlag for resultatane i denne analysen.

Utdanning kan påverke overgangane i arbeidsmarknaden. Individ med lang utdanning får fleire tilbod om jobb enn dei med kort utdanning (Eckstein & van den Berg, 2007)³. Dette medfører at det er mindre friksjonar, og kortare søketid for høgare utdanningsnivå. Bratberg & Nilsen (2000) si studie støttar desse funna. Dei fann at VGS og kort høgare utdanning reduserte søketida samanlikna med grunnskuleutdanning. Særleg lærlingar fann arbeid raskt. Yrkesretta utdanningar, som undervisning og helsefag, hang òg saman med særleg kort søketid.

I litteraturen blir løn ofte målt på eit felles tidspunkt for alle utdanningsnivå (til dømes løn ved ein gitt alder). Card (2001) samanfattar 11 artiklar frå 1990-talet som estimerer lønslikninga⁴. Utan forsøk på å finne kausaleffekten, blir samanhengen mellom løn og éit år med utdanning estimert til å vere mellom 2,8% og 8,5% (Berre éin studie estimerte under 5%, denne studien var gjort på svenske data (Meghir & Palme, 2000))⁵. Startløn kan tenkjast å skilje seg frå løn målt på seinare tidspunkt. Individ med lite utdanning kan behøve å bevise sine kapasitetar i arbeid før dei får realisert sitt lønspotensial. Dei med lenger utdanning kan tenkjast å få høgare startløn, basert på utdanning som produktivitetssignal. Det er altså ikkje klart om det er rimeleg å samanlikne effektar på startløn med løn målt seinare i livet.

Det fins studiar av avkastninga av utdanning i Noreg. Bratberg & Nilsen (2000) estimerte årleg effekt av utdanning på startløn for tre ulike utdanningsnivå. 9-12 år utdanning (VGS) gav ein effekt på 3,1% per år. 12-15 år (kort høgare utdanning) gav 2,2% per år. 15-19 år (lang høgare utdanning) gav 7,2% årleg avkastning. Aakvik et al. (2010) undersøkte eit

³Sjå del 3.3 for skildring av studien.

⁴I 10 av desse blei det estimert årleg avkastning av utdanning. Den siste ser eg bort frå her.

⁵Artikkelen til Card (2001) fokuserer på problem med kausale estimat, og gjer ein grundig gjennomgang av dei ulike problema med å nytte instrumentvariablar i samanheng med estimering av kausaleffekten av utdanning på løn. Carneiro et al. (2011) finn at marginale studentar, altså dei som såvidt er kvalifiserte til utdanninga, får mindre igjen for utdanninga enn dei som er komfortabelt innanfor krava. Estimat for kausaleffekten av utdanning på løn er derfor sprikande, og neppe allment gyldige.

naturleg eksperiment ved omlegginga av den norske grunnskulen frå sju til ni år, på 1960-talet. Ved å nytte data om inntekter frå 1995, estimerte dei fleire modellar som skildra avkastninga av utdanning i Noreg. Forfattarane estimerte effekten av utdanning på dei som faktisk gjennomførte utdanninga. Samanlikna med grunnskule, kasta VGS av seg 23%, mens utdanning som svarte til yrkesfag gav 13% auke i inntekt. Bachelor- og mastergrad kasta av seg høvesvis opp mot 40% og 60%, samanlikna med grunnskuleutdanning.

Reisel (2013) nytta data om norske og amerikanske arbeidstakarar, og estimerte avkastning av utdanning ti år etter avgang frå grunnskulen. Med ei rekkje kontrollvariablar blei det estimert at bachelorgrad og mastergrad i Noreg gir høvesvis 32% og 43% høgare inntekt enn yrkesfagleg VGS. Tilsvarande for USA var 66% for bachelorgrad og 106% for mastergrad.

Kirkebøen (2010) estimerte samanhangen mellom utdanning og livsløpsinntekt. Resultata viser at det er stor variasjon mellom dei ulike utdanningsretningane, både for VGS og for høgare utdanning. Yrkesfagelege utdanningar retta mot industri og anlegg gir høgare livsløpsinntekt enn allmennfagleg VGS. Helse- og sosialfagelege utdanningar gir mindre livsløpsinntekt enn allmennfag VGS, også på høgskulenivå.

Utdanning kan ventast å redusere sannsynet for ufrivillig avslutting av jobb. Samtidig er det rimeleg at utdanning aukar mobiliteten i arbeidsmarknaden. Dette gjer at det fins effektar som trekkjer i begge retningar for samanhangen mellom utdanning og jobbtid. Nilsen et al. (2000) fann ein negativ samanhang mellom utdanning og sannsynet for å avslutte ei tilsetning. Bratberg & Nilsen (2000) fann varierende samanhang for ulike utdanningsnivå. VGS og lang høgare utdanning gav negativ marginaleffekt på jobbtid. Kort høgare utdanning gav ein positiv marginaleffekt.

Dei siste åra har fråfallet frå VGS auka SSB (2017f). Kombinert med det auka utdanningsnivået, kan det vere fare for at fråfall frå VGS gir ugunstige høve i arbeidsmarknaden. 95% av dei som avsluttar grunnskulen startar i vidaregåande opplæring same året (Hernes, 2010). Falch & Nyhus (2009) kartla samanhengane mellom fråfall frå VGS og arbeidsmarknadstilknyping. Dei som fall frå VGS hadde redusert sannsyn for å finne arbeid, og tok imot lågare løn enn dei som fullførte. Dei hadde dessutan auka sannsyn for å delta i arbeidsmarknads-tiltak, og for mottak av velferdsytningar som uføretrygd og sosialhjelp. Fengslingsraten var høgare for dei som fall frå VGS enn dei som fullførte.

3.5 Konsekvensar av tidleg arbeidsmarknadsutfall

Det er rimeleg å rekne med at tidleg utfall i arbeidsmarknaden har sterk verknad på utfallet seinare i livet. Eit utfall som er svært ugunstig, er langvarig arbeidsløyse. Lange periodar med arbeidsløyse kan påverke humankapitalen til den arbeidslause (Mroz & Savage, 2006). Arbeid kan gje auka humankapital i form av arbeidserfaring, og hjelper arbeidarane til å halde seg oppdaterte på utviklinga i den aktuelle bransjen. I tillegg kan tidlegare opparbeid humankapital tenkjast å forfalle dersom den ikkje blir nytta. Mroz & Savage (2006) fann at dei som var arbeidslause i ung alder forsøkte å ta igjen det tapte ved å ha høgare investering i humankapital seinare. Sjølv med denne tilpassinga fann forfattarane ein effekt så lenge som ti år etter perioden med arbeidsløyse.

Kahn (2010) studerte avgangstudentar frå amerikanske college, og fann at den nasjonale arbeidsløysa ved avgang hadde sterk effekt på løn, sjølv for dei som fann arbeid raskt. For kvar prosent auke i arbeidsløyse, blei startløna redusert med 6-7%. Tilsvarande for løna 15 år etter avgang var 2,5%. Dei som avslutta utdanninga i ein dårleg økonomi hadde i tillegg mindre mobilitet i arbeidsmarknaden. Ikkje berre viser denne studien at det er gunstig å gå inn i arbeidsmarknaden når økonomien er sterk, den indikerer òg at det tidlege utfallet i arbeidsmarknaden er svært viktig for den vidare yrkeskarrieren.

4 Data

I analysen blir det nytta anonymiserte, norske registerdata frå databasen FD-trygd (NSD, 2016). Databasen samlar informasjon frå tre kjelder. Administrative registerdata om trygd kjem frå NAV. Data om demografi og utdanning kjem frå SSB. Informasjon om skatt og formue er samla inn av Skattedirektoratet. FD-trygd inneheld i utgangspunktet informasjon om 100% av befolkninga i Noreg, men grunna personvern er NSD sitt utval avgrensa til 20% av befolkninga. 10% av dette utvalet, altså 2% av befolkninga, er tilgjengeleg for bruk i studentoppgåver. Frå dette 2%-utvalet henta eg alle som avslutta si sist påbyrja utdanning i perioden 2003-2007. Avslutta utdanning tyder her ikkje nødvendigvis at utdanninga er fullført, men at det ikkje er registrert påbegynt eller fullført utdanning på eit seinare tidspunkt. Utvalet består av 8977 individ. Data om utfall i arbeidsmarknaden er tilgjengeleg for ein periode på ti år, frå 2003 til 2013. Endringar i variablane er daterte, slik at det er mogleg å framstille individa sine utfall i arbeidsmarknaden over tid, utan å nytte tidsseriar.

Denne analysen ser spesifikt på unge, nyutdanna individ, som for første gang skal danne ei langsiktig tilknytning til arbeidsmarknaden. Med anledning for deltids- og etterutdanning

for deltakarar i arbeidsmarknaden, vil det vere mogleg å fullføre utdanning i alle alderar. For å kunne skildre overgangen frå utdanning til jobb best mogleg, er det viktig å unngå at arbeidserfaring blir ein for avgjerande faktor for utfalla. Det må derfor stillast relativt strenge krav for inklusjon i det endelege utvalet. Inklusjonskriteriet som blir nytta, er knytt alder og utdanningsnivå. Utdanning blir målt i fem nivå, som forklart i del 2.1. Kwart utdanningsnivå får definert ein «normal» alder for fullføring. Dette er alderen til individet dersom ho/han startar grunnskulen ved normal alder og følgjer all vidare utdanning med normal progresjon. Individ som avslutta utdanninga meir enn fem år etter den normale alderen, blir utelatne frå utvalet. Det blir tillate avgang frå grunnskule opp til eitt år for tidleg. Individ som har observert alder under 15 år altså utelatne.

Dei fleste individa i datasettet tok utdanning med 9-årig grunnskule, og tok eventuell høgare utdanning før kvalitetsreforma var i full kraft. Det gamle systemet blir derfor lagt til grunn for inklusjonskriteriet. Tabell 1 viser normal alder for dei ulike utdanningsnivåa. Ettersom alle har starta i grunnskulen, vil kategorien «ingen utdanning» bli utelaten. Etter at dei ekskluderte individa er fjerna, består utvalet av 4180 individ, noko som utgjør 47% av det opphavlege utvalet. Det at så mange blir utelatne indikerer at mange brukar lang tid på utdanning, og at mange kombinerer utdanning med arbeid. Ei samanlikning av inkluderte og utelatne observasjonar blir vist i tabell 10 i appendiks 5. Dei utelatne observasjonane hadde i større grad Noreg som landbakgrunn, og tok i stor grad kort høgare utdanning eller VGS.

Ein skilnad frå utvalet til Bratberg & Nilsen (2000), er tidsromet for avslutting av utdanning. Dei undersøkte individ som avslutta utdanninga innan ei periode på 33 månadar, mot dei 60 månadane som blir brukt her. Ved å tillate ein lenger periode, blir fleire individ inkludert i datasettet⁶.

Tabell 1: Normal alder for fullføring

Utdanning	Alder
Grunnskule	16
VGS allmennfag	19
VGS yrkesfag	20
Kort høgare utdanning	23
Lang høgare utdanning	25

⁶Dette blir delvis gjort for å auke datamengda. Ei omtrentleg samanlikning mellom utvala kan gjerast ved å justere for utvalsstorleik, varigheita på den observerte perioden og auke i folketal (8,8%) i perioden 1990-2005 (SSB, 2017c). Utvalet tilsvarer då $4180 \cdot \frac{10\%}{2\%} \cdot \frac{33 \text{ mnd}}{60 \text{ mnd}} \cdot \frac{1}{1,088} = 10565$. Bratberg & Nilsen (2000) sitt 10%-utval bestod av 11239 individ. Utvala ser altså ut til å vere omlag tilsvarande.

Søketid er varigheita på perioden mellom avslutting av utdanning og tidspunkt for start i første jobb. Jobbtid er varigheita på tilsettinga i den første jobben. Desse variablane er koda ved hjelp av datering av endringar i status, ut frå arbeidsgjevar si rapportering av tilsettingar til myndigheitene. Begge variablane er målt i månadar. Det blir stilt krav til kva som kvalifiserer som ein “ekte” jobb. Det første kravet er at jobben i snitt består av 14 timar arbeid i veka, altså i underkant av 40% stilling. Det andre kravet er at tilsetjingsforholdet varer i minst tre månadar. Dersom den første registrerte jobben ikkje oppfyller desse krava, vil den andre registrerte jobben bli brukt. Dersom heller ikkje den andre jobben er godkjent, står observasjonen oppført utan arbeid, og søketida blir sensurert.

Kravet til stillingsbrøk i den første jobben skil seg frå Bratberg & Nilsen (2000), der kravet var 20 timar arbeid i veka. Dette valet er tatt av to grunnar. For det første ynskjer eg å sjå på deltidsarbeid som eit reelt langsiktig utfall. Dette er rimeleg, ettersom andelen av arbeidsstyrken som arbeider deltid er nokså høg, særleg for kvinner, der 39,9% arbeider deltid (SSB, 2017b). For menn er tilsvarande tal 16,8%. Eit for strengt krav til stillingsbrøken vil ekskludere individ som av ulike årsakar arbeider deltid over lang tid. For det andre er det av omsyn til datamengda. Samanlikna med Bratberg & Nilsen (2000) nyttar denne analysen eit noko avgrensa datasett. Det er derfor ynskjeleg å unngå for omfattande eksklusjon i den andre delen av analysen.

For at det skal vere mogleg å samanlikne observasjonar som avsluttar utdanning på ulike tidspunkt, blir observasjonane satt inn i ei standardisert tidslinje. Dei som avslutta utdanninga i desember 2007 kan observerast i seks år (72 månadar) etter at dei avslutta utdanninga. Denne grensa blir òg pålagt tidlegare observasjonar. Både søketid og jobbtid må vere observert i løpet av i denne perioden på seks år. Det må derfor settast ei grense for kor lenge ein kan observere jobbsøk. Fordi søketid for dei fleste er venta å vere kortare enn jobbtid, er grensa er satt ved 24 månadar. Individ som ikkje finn arbeid i løpet av denne perioden blir sensurerte, og får observert søketid på 24,1 månadar⁷. For desse observasjonane blir det ikkje observert startløn og jobbtid. For dei som finn arbeid innan 24 månadar, står det igjen 48 månadar til å observere jobbtid. Individ som held jobben lenger enn dette, blir sensurerte til 48,1 månadar.

Nøyaktig timeløn er ikkje tilgjengeleg. Det må derfor nyttast ein estimert sats. Kvart individ er på bakgrunn av si lønsinntekt plassert i inntektsdesilar med kjent snittinntekt. Denne inntekta blir kombinert med informasjon om tilsettinga, for å rekne ut omtrentleg årleg

⁷For å bevare så mange observasjonar som råd, blir dei sensurerte observasjonane observerte som marginalt større enn grensa for sensurering. Denne praksisen er foreslått av Cameron & Trivedi (2010, s. 546).

lønsinntekt. Årsløna blir deretter skalert ned til timeløn for eit standard årsverk på 1950 timar⁸.

$$Timeløn = \text{årsinntekt} \cdot \frac{\text{dagar arbeid}}{365} \cdot \frac{\text{stillingsprosent}}{100} \cdot \frac{1}{1950}$$

Sidan dei ulike individa startar i jobb på ulike tidspunkt, er løna justert for kjøpekraft, til 2016-kroner (SSB, 2017d). Dersom det er registrert to jobbar det første året i arbeid, er stillingsprosenten eit vekta snitt av dei to jobbane. Eventuell jobb som blei avslutta same år som avgang, men før avgangsdato, er ikkje registrert. Dersom individet hadde meir enn to jobbar det første året, er heller ikkje dette med i datasettet. Det er ikkje råd å kontrollere for dette med tilgjengeleg data, men det kan vere greitt å leggje merke til at lønene i nokre tilfelle kan tenkjast å vere målt som høgare enn det som er reelt. Dette estimatet av timeløn svarer til det som blei nytta av Bratberg & Nilsen (2000)⁹. Ein skilnad er at eg her har meir detaljert informasjon om avtalt arbeidstid.

Kommunane er delt opp i desilar, etter kommunal arbeidsløyse målt i prosent. Kvart individ blir kopla til snittledigheita i sin desil. For individ som budde i utlandet ved avslutting av utdanninga, blir nasjonal arbeidsløyse brukt som erstatning. Sosiale og demografiske variablar som alder, kjønn, sivilstatus og familietilhøve blei målt 1/1 det året utdanninga blir avslutta. Bustad er målt 31/12 det året utdanninga blei avslutta, og det året då individet fekk jobb. Dersom eit individ har bakgrunn frå eit anna land enn Noreg, er dette registrert, og blir oppgitt i grove kategoriar. Landbakgrunn tyder at individet er første- eller andregenerasjons-innvandrar. Det er ikkje råd å skilje direkte mellom første- og andregenerasjons-innvandrarar. Dersom eit individ var busett i utlandet då han/ho avslutta utdanninga, vil det bli nytta som ein indikasjon på at individet er førstegenerasjons-innvandrar. Alder er oppgitt som fødselsår, og blir målt som avvik frå normal alder for fullføring av utdanning. Dette avviket kan vere negativt dersom eit individ fullfører utdanninga på kortare enn normert tid, og blir satt til null dersom individet ikkje fullfører utdanninga.

⁸SSB (2017g) nyttar i lønsstatistikken årsverk på 1950 timar. I andre samanhengar kan årsverk òg bli definert som 1750 timar. Faktisk timeløn kan altså avvike frå det som blir estimert her.

⁹Variabeldefinisjonen fins i Bratberg & Nilsen (1998)

5 Deskriptiv statistikk

Utvalet består av 4180 individ, som er fødte mellom 1973 og 1991. Den lågaste og høgaste alderen for avslutting av utdanning var høvesvis 15 og 30 år¹⁰. Følgjeleg kan individa i utvalet ha observert alder ved jobbstart og jobbslutt opp til høvesvis 32 og 36 år. Tabell 2 viser karakteristikkar for utvalet i det dei gjekk ut i arbeidsmarknaden, for tre ulike grupper i utvalet. Dei tre gruppene er heile utvalet, dei som kom i jobb i løpet av 24 månadar, og dei som ikkje kom i jobb i løpet av 24 månadar. 2486 individ fann arbeid i løpet av 24 månadar, og 1694 individ blei sensurerte. Snittalderen blant dei som blei sensurerte var noko lågare enn blant dei som fann arbeid.

Tabell 2: Deskriptiv statistikk - bakgrunn og utdanning

	Alle		I jobb		Sensurert	
	Snitt	Std.avvik	Snitt	Std.avvik	Snitt	Std.avvik
Kvinne	0.48	0.50	0.46	0.50	0.50	0.50
Gift	0.04	0.19	0.05	0.21	0.02	0.15
Forelder	0.28	0.45	0.31	0.46	0.23	0.42
Alder	22.96	3.26	23.35	3.18	22.37	3.30
Utdanning:						
- Grunnskule	0.22	0.42	0.18	0.39	0.28	0.45
- VGS yrkesfag	0.15	0.36	0.20	0.40	0.08	0.28
- VGS allmennfag	0.18	0.38	0.16	0.37	0.20	0.40
- Høgare, kort	0.26	0.44	0.29	0.45	0.23	0.42
- Høgare, lang	0.17	0.37	0.17	0.38	0.16	0.37
Ufullført utd.	0.32	0.47	0.29	0.45	0.38	0.49
Utanlandsk utdanning	0.16	0.37	0.04	0.19	0.35	0.48
Landbakgrunn:						
- Noreg	0.67	0.47	0.80	0.40	0.48	0.50
- Norden	0.06	0.24	0.05	0.22	0.08	0.28
- Vestleg	0.07	0.25	0.05	0.22	0.09	0.29
- Aust-Europa	0.09	0.28	0.03	0.18	0.17	0.37
- Ikkje-vestleg	0.11	0.31	0.07	0.25	0.18	0.38
Observasjonar	4180		2486		1694	

Alle individa i utvalet hadde fullført grunnskulen. Det var flest som hadde kort høgare

¹⁰Berre tre individ avslutta utdanninga før dei var 16 år. Alle desse er av utanlandsk opphav, og avslutta utdanninga i utlandet. Ettersom dei er utdanna i eit anna system enn det norske, er det ikkje grunn til å utelate dei frå utvalet.

Tabell 3: Deskriptiv statistikk - Skilnad etter utdanningsnivå

	Grunnskule	Vidaregåande		Høgare utdanning	
		Yrkesfag	Allmennfag	Kort	Lang
Kvinne	0.41 (0.49)	0.38 (0.49)	0.41 (0.49)	0.61 (0.49)	0.49 (0.50)
Ufullført utd.	0.95 (0.23)	0.00 (0.00)	0.37 (0.48)	0.08 (0.27)	0.05 (0.22)
Søketid	15.54 (10.12)	6.86 (10.14)	13.46 (10.94)	10.81 (10.86)	12.03 (10.74)
Sensurert søk	0.51 (0.50)	0.23 (0.42)	0.46 (0.50)	0.36 (0.48)	0.40 (0.49)
Timeløn	242.96 (495.85)	211.50 (267.47)	280.40 (443.69)	313.67 (316.16)	314.75 (275.40)
Stillingsbrøk	0.84 (0.22)	0.91 (0.18)	0.85 (0.22)	0.87 (0.21)	0.95 (0.15)
Jobbtid	29.25 (18.40)	32.88 (16.05)	29.86 (17.58)	28.59 (17.43)	29.64 (17.38)
Sensurert i jobb	0.43 (0.50)	0.40 (0.49)	0.40 (0.49)	0.36 (0.48)	0.38 (0.49)
Observasjonar	934	628	736	1104	700

Tabellen viser snitt (standardavvik) for dei ulike gruppene.

utdanning. Dei som hadde grunnskule som høgaste fullførte utdanning blei i større grad sensurerte enn dei som hadde lenger utdanning. Motsett var det for dei med yrkesfag, der det var flest som kom i arbeid før sensureringa.

32% av observasjonane hadde påbyrja utdanning som ikkje var fullført. Ikkje fullført utdanning kan tyde ulike ting. Eit alternativ er at utdanninga blei avslutta av personlege eller faglege årsakar. Eit anna alternativ er at utdanninga blei avslutta som følge av eit godt tilbud i arbeidsmarknaden. Desse har svært ulike implikasjonar, som det ikkje er råd å skilje mellom her. 38% av dei sensurerte observasjonane hadde delvis utdanning.

Tabell 3 viser at 94% av dei som står med grunnskule som høgaste fullførte utdanning starta på vidaregåande opplæring som ikkje blei fullført. Dette kan støtte oppfatninga av at grunnskuleutdanning er eit ugunstig utfall, som i stor grad indikerer mangel på VGS, heller

enn eit bevisst val av utdanningsnivå. 45% av dei som starta på yrkesfagleg VGS står utan å ha fullført opplæringa. Kvinner fullførte i større grad utdanninga dei starta, og tok meir høgare utdanning enn menn¹¹. Særleg i kort høgare utdanning var kvinner overrepresenterte. 67% av utvalet hadde Noreg som landbakgrunn (foreldra er fødde i Noreg). Det tyder at det er ein god del individ i utvalet som er første- eller andregenerasjons-innvandrarar. Dette utgjør truleg ein stor skilnad frå utvalet til Bratberg & Nilsen (2000), der det blei nytta data frå 1989-1994. I deira utval, hadde berre 1% ikkje-skandinavisk statsborgarskap. Sjølv om det ikkje er rett å samanlikne statsborgarskap og landbakgrunn direkte, vil det gje ein indikasjon på at innvandrarar utgjør ein større del av utvalet i denne analysen. Dette er òg i tråd med statistikk frå SSB (2017e), som viser at innvandrarar utgjør ein aukande del av befolkninga. 16% avslutta utdanninga i utlandet, for så å flytte til Noreg. Desse hadde i snitt lenger utdanning enn dei som var busette i Noreg då dei avslutta utdanninga¹².

Dei individa som ikkje blei sensurerte, har observert utfall i arbeidsmarknaden. I tabell 4 er desse utfalla presenterte. Også her er det tre grupper: alle som var i jobb, dei som avslutta jobben i løpet av 48 månadar og dei som ikkje avslutta jobben i løpet av denne perioden, men blei sensurerte. 82,5% avslutta jobben innan fire år etter at den starta. Den første jobben var altså typisk nokså kortvarig. Figur 2 viser at det er opphoping rundt heile år. Dette kan ha fleire forklaringar. Kontraktfesta varigheit av tilsettinga på eit eller to år kan forklare opphoping i dei to første heile åra. Lenger midlertidige kontraktar er ikkje lovleg. Ei anna forklaring kan vere at arbeidsgjevarane er unøyaktige når dei rapporterer inn, og at det kan tenkjast at det fins ein tendens til å runde av rapporteringa til heile år. Kvinner avslutta jobben før sensureringa i større grad enn menn.

Dei som blei sensurerte hadde noko kortare søketid enn dei som avslutta jobben. Kanskje overraskande hadde dei i snitt ein del lågare timeløn enn dei som avslutta jobben. Dei var samtidig i større grad tilsette på heiltid. Handverkarar skilde seg ut, ved å i særleg stor grad bli sensurerte. På den andre sida var tilsette i sal- og serviceyrke, som i stor grad avslutta jobben før sensureringa. Dette gjeld også kategorien “militære yrker og uoppgitt”, noko som truleg skuldast at dette er ein oppsamlingskategori som inneheld mange ulike utfall.

14% av dei som fann arbeid endra bustad mellom utdanning og arbeid. Dette ser ut til å ha skjedd ein svak netto straum mot Oslo og Akershus, særleg blant dei som flytta frå utlandet. Tendensen til flytting var sterkast for individ med høgare utdanning, særleg lang høgare utdanning, der 34,5% flytta.

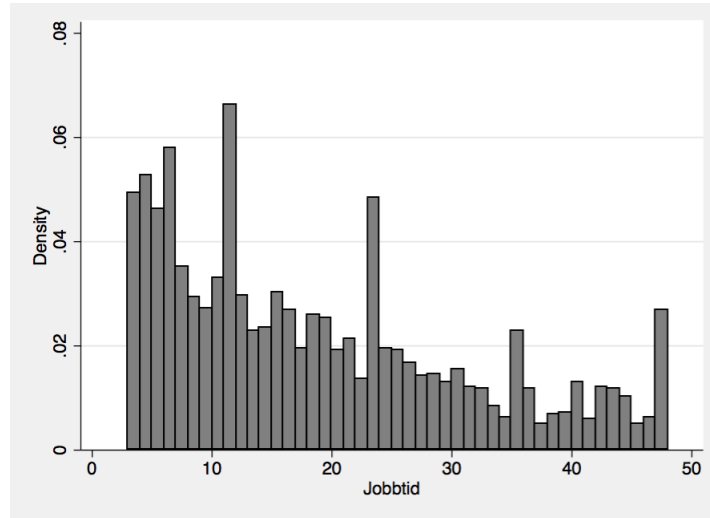
¹¹Sjå tabell 13 i appendiks A for skilnad mellom kjønna.

¹²Sjå tabell 11 i appendiks A.

Tabell 4: Deskriptiv statistikk - Arbeid

	I jobb		Avslutta jobb		Sensurert jobb	
	Snitt	Std.avvik	Snitt	Std.avvik	Snitt	Std.avvik
Kvinne	0.46	0.50	0.47	0.50	0.39	0.49
Gift	0.05	0.21	0.05	0.22	0.03	0.18
Forelder	0.31	0.46	0.31	0.46	0.31	0.46
Alder	23.35	3.18	23.28	3.19	23.67	3.08
Utdanning:						
- Grunnskule	0.18	0.39	0.20	0.40	0.10	0.30
- VGS yrkesfag	0.20	0.40	0.17	0.38	0.30	0.46
- VGS allmennfag	0.16	0.37	0.16	0.37	0.15	0.35
- Høgare, kort	0.29	0.45	0.29	0.45	0.27	0.44
- Høgare, lang	0.17	0.38	0.17	0.37	0.18	0.39
Ufullført utd.	0.29	0.45	0.30	0.46	0.22	0.41
Utanlandsk utdanning	0.04	0.19	0.04	0.19	0.04	0.19
Landbakgrunn:						
- Noreg	0.80	0.40	0.79	0.41	0.83	0.38
- Norden	0.05	0.22	0.05	0.22	0.05	0.21
- Vestleg	0.05	0.22	0.05	0.22	0.05	0.22
- Aust-Europa	0.03	0.18	0.04	0.19	0.02	0.15
- Ikkje-vestleg	0.07	0.25	0.07	0.26	0.05	0.22
Søketid	3.96	6.09	4.15	6.19	3.07	5.53
Jobbtid	23.55	15.97	18.33	12.41	48.10	0.00
Timeløn	271.11	357.11	274.99	367.33	252.99	304.68
Dagpengar	0.03	0.18	0.04	0.19	0.01	0.12
Full stilling	0.62	0.49	0.60	0.49	0.71	0.46
Stillingsbrøk	0.88	0.20	0.88	0.21	0.91	0.19
Flytt	0.14	0.35	0.14	0.35	0.14	0.34
Arbeidsløyse, kommunal	3.14	1.20	3.17	1.21	3.00	1.16
Yrkeskategori:						
- Militære yrke og uoppgitt	0.22	0.41	0.23	0.42	0.15	0.36
- Lederyrke	0.01	0.10	0.01	0.10	0.01	0.10
- Akademiske yrke	0.07	0.26	0.07	0.25	0.11	0.31
- Høgskuleyrke	0.15	0.36	0.14	0.35	0.17	0.38
- Kontoryrke	0.06	0.24	0.06	0.25	0.05	0.21
- Sal- og serviceyrke	0.24	0.43	0.25	0.43	0.19	0.40
- Primærnæringsyrke	0.01	0.11	0.01	0.11	0.02	0.13
- Handverkarar	0.11	0.32	0.10	0.30	0.19	0.39
- Operatørar, sjåførar o.l.	0.06	0.24	0.06	0.24	0.06	0.25
- Yrke utan krav til utd.	0.06	0.23	0.06	0.24	0.05	0.22
Observasjonar	2486		2050		436	

Figur 2: Fordeling av jobbtid



Varighet av første jobben målt i måneder. Sensurerte observasjoner er utelatne.

3% av utvalet tok imot dagpengar før dei fann jobb. Mottakarane hadde kortare utdanning, og var i større grad av norsk opphav enn utvalet elles. Menn var overrepresenterte blant mottakarane. Skilnadane er presenterte i tabell 12 i appendiks A.

Dei som hadde Noreg som landbakgrunn, brukte i snitt 9,5 månadar på å finne jobb¹³. Innvandrarar frå nordiske og vestlege land brukte om lag 15,5 månadar. Ikkje-vestlege brukar litt lenger tid, 17,3 månadar. Innvandrarar frå Aust-Europa skilde seg ut blant innvandrarane, ved å i snitt bruke 20,3 månadar på å finne jobb. Det er rimeleg å leggje til grunn at andregenerasjons-innvandrarar har sterkare tilknytning til norsk kultur og samfunn enn førstegenerasjons-innvandrarar. Dette kan vere ein fordel i arbeidsmarknaden. 76% av dei med bakgrunn frå Aust-Europa avslutta utdanninga i utlandet, noko som er langt høgare enn dei andre gruppene.

Dei ulike landsdelane skilde seg i liten grad frå kvarandre når det gjeld kor mange som fann arbeid. Dei som budde i utlandet då dei avslutta utdanninga, gjorde det klart dårlegare. Dette er ein naturleg konsekvens av datasettet si utforming, som er slik at desse individane må ha flytta til Noreg svært nyleg for å vere med.

80% av menn og 64% av kvinner arbeidde minst full stilling som avtalt arbeidstid. I snitt

¹³Sjå appendiks A, tabell 14 for meir om ulike innvandrargrupper.

hadde menn i utvalet timeløn på 263 kr. Kvinner hadde i snitt 292 kr per time, 29 kroner meir enn menn. Dette var delvis drive av kvinner i snitt har lenger utdanning enn menn. Det er skilnad mellom yrkesvala. Samanlikna med menn arbeidde kvinner i større grad i sal- og serviceyrke, og i mindre grad som handverkarar, operatørar og sjåførar.

Tabell 3 viser skilnad mellom dei ulike utdanningsnivåa. Samanhengen mellom utdanning og løn var positiv, med unntak for yrkesfag VGS, som i snitt gav ei lågare løn enn grunnskuleutdanning. Utdanning ser òg ut til å henge saman med lågare variasjon i løn. Nok ein gang veik yrkesfag frå mønsteret, og gav lite variasjon i løn samanlikna med dei andre utdanningane. Yrkesfag var òg knytt til kort søketid og langvarig tilsetting, og ser ut til å ha gitt ein trygg og stabil jobb.

6 Modell og estimering

For å kunne gjere ei heilskapleg analyse av overgangen frå utdanning til arbeid, er det naudsynt å observere fleire mål på utfallet i arbeidsmarknaden. Ei kort søkeperiode før første jobb er i utgangspunktet eit positivt utfall. Søk og match-teorien tilseier derimot at ein lenger søkeperiode isolert sett kan medføre høgare startløn. Einsidig fokus på søketid vil derfor gi eit ufullstendig bilete av utfallet. Høg startløn må òg reknast som eit gunstig utfall. Ei kortvarig tilsetting med høg løn kan likevel vere eit mindre gunstig utfall enn ei stabil og langvarig tilsetting med noko lågare startløn. Det er derfor også interessant å observere jobbtid. Ei analyse av desse tre utfalla som heilskap vil derfor gi eit godt bilete av dei avgjerande faktorane for ein god overgang frå utdanning til arbeid.

Kvart av dei tre observerte utfalla blir avgjort av mekanismar som kan skildrast av ei likning. Likning 1 forklarar søketid (t_s), likning 2 forklarar startløn (w) og likning 3 forklarar jobbtid (t_e). Alle tre er målt på logaritmeform. Løn og jobbtid blir først realisert når jobbsøket er avslutta. Som drøfta i del 3, kan søketida fungere som signal om produktivitet, og dessutan påverke reservasjonsløna til arbeidssøkaren. Søketid må derfor inkluderast som forklaringsvariabel i likningane 2 og 3. Det er venteleg at kvalitet på jobb-match påverkar jobbtid. Det er altså nødvendig å inkludere løn som forklaringsvariabel i likning 3.

$$\ln t_s^* = \mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta}_s + \varepsilon \quad (1)$$

$$\ln w^* = \mathbf{x}'_w \boldsymbol{\beta}_w + \ln t_s + \eta \quad (2)$$

$$\ln t_e^* = \mathbf{x}'_e \boldsymbol{\beta}_s + \ln t_s + \ln w + v \quad (3)$$

Dei observerte variablane har eigenskapar som gjer at dei skil seg frå dei underliggjande, latente variablane som blir skildra av likning 1-3. Søketid og jobbtid er sensurerte. Dersom eg ikkje tek omsyn til dette, kan estimata bli forventingsskeive. Utfalla frå likning 2 og 3 blir berre observerte for dei som får jobb innan sensureringa for søketid. Det kan altså vera seleksjonsskeivheit. Dessutan inngår løn i likning 2, og løn og søketid i likning 3. Dersom feilledda i dei tre likningane er korrelerte, fins det problem med endogenitet. Dersom endogeniteten ikkje blir modellert, kan estimata bli inkonsistente.

Bratberg & Nilsen (2000) antok at feilledda i dei tre likningane er trivariat normalfordelte, og estimerte likningssystemet simultant med maximum likelihood¹⁴. Eg har valt ei noko enklare tilnærming, ved å leggje til grunn at $Cov(\varepsilon v) = Cov(\eta v) = 0$ ¹⁵. Dermed kan likning 3 estimerast uavhengig av dei to andre. Vidare antek eg at feilledda i likning 1 og 2 er bivariat normalfordelte, slik at eg kan modellere sensureringa i likning 1 og seleksjonen i likning 2.

I det følgjande vil eg gå gjennom modellane for likning 1 og 2 i detalj. Sidan estimeringa av likning 3 byggjer på desse modellane, vil gjennomgangen av denne modellen vere mindre teknisk. I gjennomgangen har eg nytta framstillinga av tobit- og tobit 2-modellen frå Verbeek (2012, s. 238), og tobit 3-modellen frå Amemiya (1984).

6.1 Søketid

Eg tek utgangspunkt i den underliggjande, latente variabelen $\ln t_s^*$, som definert ved likning 1. Sidan det er avgrensa med tid til å observere utfallet, er observasjonane ($\ln t_s$) sensurerte i $\ln 24$ (altså ved søketid på 24 månadar), slik at

$$\ln t_s = \begin{cases} \ln t_s^* & \text{dersom } \ln t_s^* \leq \ln 24 \\ \ln 24 & \text{dersom } \ln t_s^* > \ln 24 \end{cases} \quad (4)$$

Dersom variabelen ligg i det observerte intervallet $[0, 24)$, kan den i forventning uttrykkjast som:

¹⁴Dette inneber i følge forfattarane ei svært krevande maksimering av likelihoodfunksjonen.

¹⁵Denne antakinga blir diskutert i del 6.4

$$\begin{aligned}
E(\ln t_s | \ln t_s \leq \ln 24, \mathbf{x}_s) &= E(\ln t_s^* | \ln t_s^* \leq \ln 24, \mathbf{x}_s) = \mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta} + E(\varepsilon | \ln t_s^* \leq \ln 24, \mathbf{x}_s) \\
&= \mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta} + E(\varepsilon | \mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta} + \varepsilon \leq \ln 24) = \mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta} + E(\varepsilon | \varepsilon \leq \ln 24 - \mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta})
\end{aligned} \tag{5}$$

Feilleddet kan altså ikkje forventast å vere null. For å få konsistente estimat, er det derfor naudsynt å finne forventingsverdien av feilleddet. Av antakinga om at ε og η er bivariat normalfordelte, følgjer det at $\ln t_s^*$ er normalfordelt:

$$\ln t_s^* \sim N(\mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta}, \sigma^2)$$

Vidare må variabelen justerast slik at den er standard normalfordelt.

$$\frac{\ln t_s^* - \mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta}}{\sigma} \sim N(0, 1) \tag{6}$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2) \Rightarrow \frac{\varepsilon}{\sigma} \sim N(0, 1) \tag{7}$$

Under antakinga om normalfordeling, er det mogleg å nytte forventinga til ei høgretrunkert standard normalfordeling til å finne forventa verdi av feilleddet (Verbeek, 2012, p. 456).

$$E(\varepsilon | \varepsilon \leq \ln 24 - \mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta}) = \sigma E\left(\frac{\varepsilon}{\sigma} \mid \frac{\varepsilon}{\sigma} \leq \frac{\ln 24 - \mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right) = -\sigma \frac{\phi\left(\frac{\ln 24 - \mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)}{\Phi\left(\frac{\ln 24 - \mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)} \tag{8}$$

Der sannsynstettleiken er notert som ϕ og den kumulative sannsynsfordelinga som Φ . Av praktiske omsyn blir den inverse Mills-raten heretter notert som:

$$\lambda\left(\frac{\ln 24 - \mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right) \equiv \frac{\phi\left(\frac{\ln 24 - \mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)}{\Phi\left(\frac{\ln 24 - \mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)} \tag{9}$$

Forventingsverdien av den sensurerte variabelen er då:

$$E(\ln t_s | \ln t_s \leq \ln 24, \mathbf{x}_s) = \mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta} - \sigma \lambda\left(\frac{\ln 24 - \mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right) \tag{10}$$

Forventinga til variabelen består av to delar, som kvar representerer eit utfall. Den første delen er at individet ikkje finn arbeid i løpet av 24 månadar, og blir sensurert. Søketida

blir då observert som 24,1 månadar. Den andre delen er at individet finn arbeid innan 24 månadar, og dermed blir observert med forventning gitt ved likning 10. Forventa søketid, kan dermed uttrykkjast som:

$$\begin{aligned} E(\ln t_s | \mathbf{x}_s) = & \\ & Pr(\ln t_s > \ln 24 | \mathbf{x}_s) \cdot \ln 24, 1 \\ & + Pr(\ln t_s \leq \ln 24 | \mathbf{x}_s) \cdot E(\ln t_s | \ln t_s \leq \ln 24) \end{aligned} \quad (11)$$

For å finne sannsyna for dei to utfalla, kan eg igjen nytte antakinga om normalfordeling av den latente variabelen. Sannsynet for at ein observasjon ikkje er sensurert kan då uttrykkjast ved den kumulative sannsynsfordelinga til ei høgretrunkert standard normalfordeling.

$$\begin{aligned} Pr(\ln t_s \leq \ln 24 | \mathbf{x}_s) &= Pr(\ln t_s^* \leq \ln 24 | \mathbf{x}_s) \\ &= Pr\left(\varepsilon \leq \ln 24 - \mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta}\right) = Pr\left(\frac{\varepsilon}{\sigma} \leq \frac{\ln 24 - \mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{\ln 24 - \mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right) \end{aligned} \quad (12)$$

Følgjeleg er sannsynet for at observasjonen er sensurert:

$$Pr(\ln t_s > \ln 24 | \mathbf{x}_s) = 1 - \Phi\left(\frac{\ln 24 - \mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right) \quad (13)$$

Dette kan setjast inn i likning 11, noko som gir eit uttrykk for forventningsverdien betinga på x_s til den observerte variabelen.

$$\begin{aligned} E(\ln t_s | \mathbf{x}_s) = & \\ & \left[1 - \Phi\left(\frac{\ln 24 - \mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)\right] \cdot \ln 24, 1 + \left[\Phi\left(\frac{\ln 24 - \mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)\right] \cdot \left\{\mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta} - \sigma \lambda \left(\frac{\ln 24 - \mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)\right\} \end{aligned} \quad (14)$$

Forventinga er altså ein ikkje-lineær funksjon av x . Minste kvadrats metode (MKM) vil derfor gi forventingsskeive estimat. Under antakinga om at feilledet er normalfordelt, kan modellen estimerast med maximum likelihood med følgjande log-likelihoodfunksjon:

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \left[(1 - d_i) \ln \left\{ 1 - \Phi\left(\frac{\ln 24 - \mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right) \right\} + d_i \ln \left\{ \frac{1}{\sigma} \phi\left(\frac{y_i - \mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right) \right\} \right]$$

der

$$d_i = \begin{cases} 1 & \text{dersom } \ln y_i \leq \ln 24 \\ 0 & \text{dersom } \ln y_i > \ln 24 \end{cases}$$

6.2 Startløn

Startløn blir berre observert for dei som fann arbeid, og dermed ikkje blei sensurert i likning 1. Dette kan medføre at dei observasjonane som er tilgjengelege systematisk skil seg frå populasjonen, og at det er ei seleksjonsskeivheit. Som for søketid, er det definert ein latent variabel $\ln w^*$ for startløn (likning 2).

Seleksjonen er avhengig av observert søketid, og kan dermed forklarast med likning 1. Seleksjonsregelen er definert slik at $\ln w^*$ blir observert dersom det observerte individet får jobb innan to år.

$$\ln w = \begin{cases} \ln w^* & \text{dersom } \ln t_s \leq \ln 24 \\ \text{uobservert} & \text{dersom } \ln t_s > \ln 24 \end{cases} \quad (15)$$

Det er antatt at feilledda ε og η er bivariat normalfordelte. Kovariansmatrisen er gitt ved følgande uttrykk:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_{\varepsilon\eta} \\ \sigma_{\varepsilon\eta} & \sigma_\eta^2 \end{bmatrix} \quad (16)$$

Av desse antakingane følgjer det at den betinga forventinga til feilleddet η er:

$$E(\eta|\varepsilon) = \sigma_{\varepsilon\eta}E(\varepsilon) \quad (17)$$

Med informasjon om feilleddet frå estimeringa av likning 1, er det altså mogleg å finne ut kva ein kan forvente om feilleddet η . Dermed er det òg mogleg å finne forventa verdi av observert startløn, $\ln w$:

$$\begin{aligned} E(\ln w | \mathbf{x}_w, \mathbf{x}_s, \ln t_s \leq \ln 24) &= E(\ln w^* | \mathbf{x}_w, \mathbf{x}_s, \ln t_s^* \leq \ln 24) \\ &= \mathbf{x}'_w \boldsymbol{\beta} + E(\eta | \ln t_s^* \leq \ln 24) \end{aligned} \quad (18)$$

Av (17) og (18) følgjer det at feilleddet i det selekterte utvalet kan forventast å vere:

$$E(\eta | \ln t_s^* \leq \ln 24) = \sigma_{12} \cdot E(\varepsilon | \ln t_s^* \leq \ln 24) \quad (19)$$

På same måte som i likningane 8-10, kan feilleddet i forventing uttrykkjast ved den inverse Mills-raten. Dette gjer at likninga for den observerte variabelen $\ln w$ kan skrivast som:

$$E(\ln w | \mathbf{x}_w, \mathbf{x}_s, \ln t_s^* \leq \ln 24) = \mathbf{x}'_w \boldsymbol{\beta} + \sigma_{\varepsilon\eta} \cdot \lambda \left(\frac{\ln 24 - \mathbf{x}'_s \boldsymbol{\beta}}{\sigma} \right) \quad (20)$$

Feilleddet er no justert, slik at seleksjonsskeivheita blir fjerna frå estimata. Likning 20 kan altså estimerast med MKM, og produsere konsistente estimat. I tilfellet $x_s = x_w$ er modellen identifisert ved funksjonsform, fordi $\lambda(\cdot)$ ikkje er ein lineær funksjon. For å styrke truverda til modellen er det likevel ynskjeleg å finne eksklusjonsrestriksjonar som påverkar søketida, men som ikkje spelar direkte inn på startløn.

6.3 Jobbtid

Som tidlegare nemnt er både sensurering og seleksjon utfordringar ved å estimere likning 3. Reglen som definerer korleis jobbtid blir observert blir dermed meir omfattande enn for dei to andre likningane.

$$\ln t_e = \begin{cases} \ln t_e^* & \text{dersom } \ln t_s \leq \ln 24 \text{ og } \ln t_e \leq \ln 48 \\ \ln 48, 1 & \text{dersom } \ln t_e > \ln 48 \\ \text{uobservert} & \text{dersom } \ln t_s > \ln 24 \end{cases} \quad (21)$$

Utan å estimere modellen simultant, er det mest teneleg å estimere likning 3 på fleire ulike vis. Per antaking fins det ingen kovarians mellom feilledda i likningane 1 og 2 og feilleddet i likning 3. Under denne antakinga vil det vere mogleg å estimere likning 3 med ein tobitmodell lik den som blir brukt for søketid.

Antakinga om ukorrelerte feilledd er nokså sterk. Det er rimeleg å tru at det fins uobserverte eigenskapar som både påverkar søketid og jobbtid. Det vil i så fall kunne finnast seleksjonsskeivheit også her. Det kan derfor vere nyttig å lette på denne antakinga, og tillate at $Cov(\varepsilon\nu) \neq 0$ og at feilledda er bivariat normalfordelte. Ein seleksjonsmodell lik den som blir brukt for likning 2 vil fjerne seleksjonsskeivheita, men gjer ingen ting for å handsame problemet med sensurering. Motsett vil ein tobitmodell adressere problemet med sensur, men ikkje seleksjonsskeivheita. Begge modellane vil derfor bli rapporterte. I tillegg vil eg estimere ein hybridmodell, der seleksjonsvariabelen (λ) er inkludert i tobitmodellen. Denne modellen er ukonvensjonell, og kan ikkje utan vidare ventast å produsere konsistente resultat. Resultata frå dei ulike modellane må derfor tolkast forsiktig, og i samanheng med kvarandre. Seleksjonsmodellen kan vere ein indikasjon på om antakinga om $Cov(\varepsilon\nu) = 0$ er rimeleg. Tobit-modellen kan gi eit inntrykk av om kva slags effekt sensureringa har på estimata. Det

er uklart kor sterk denne effekten er, då det er tillate ei nokså lang periode for å observere jobbtid.

6.4 Modellsesifikasjon

Tabell 5: Variablar i modellane

Variabel	Modell	Forklaring
$\ln(\text{Søketid})$	[1], 2, 3	Søketid (månadar)
$\ln(\text{Startlønn})$	[2], 3	Timeløn i snitt første år i arbeid
$\ln(\text{jobbtid})$	[3]	Varigheit av første jobb (månadar)
Gift	1, 3	Gift eller sambuande*
Kvinne	1, 2, 3	Individet er kvinne
Forelder	1, 3	Forelder til barn under 18 år*
Alder (Avvik)	1, 3	Avvik frå normert alder for avgang frå utdanning
Utdanning	1, 2, 3	Fem utdanningsnivå. Referanse: Allmennfag VGS
Utanlandsk utdanning	1	Bustad utanfor Noreg ved avslutta utdanning [✗]
Delvis utdanning	1	Påbegyndt utdanning over VGS
Arbeidsløyse (%)	1	Kommunal arbeidsløyse, avslutta utdanning
	3	Nasjonalt arbeidsløyse, starta i jobb
Dagpengar	1	Tok imot dagpengar før første jobb
Landbakgrunn	1	Fem kategoriar. Referanse: Noreg
Stillingsbrøk	3	Stillingsbrøk (1 = 100%)
Kontroll for bransje	3	Kontroll for NACE-koder
λ	2, 3	Invers Mills-rate, seleksjonskorrigering

[Avhengig variabel]. Måletidspunkt: *1/1 året utdanning blei avslutta ✗31/12 året utdanning blei avslutta

Dei tre utfalla heng tett saman, og må til ei viss grad ventast å vere forklart av dei same variablane. Det fins derfor ein del overlapp mellom modellsesifikasjonane. Nokre variablar er venta å påverke startlønn og jobbtid berre gjennom søketida. Desse treng derfor ikkje å bli inkluderte i likning 2 og 3. Andre vil ha ein direkte verknad på ei av likningane, eller begge to. Tabell 5 viser kva for forklaringsvariablar som er med i dei tre regresjonane. Eg vil no kommentere motivasjon for inkludering, og venta effektar av dei ulike forklaringsvariablane.

Utdanning er venta å ha ein direkte effekt på alle likningane. Det er venta at utdanning gir kortare søketid og høgare løn. Effekten på jobbtid er derimot meir uklar, då utdanning kan auke mobiliteten i arbeidsmarknaden, og henge saman med hyppigare skifte av arbeidsgjevar. Grunna den store delen av grunnskuleutdanna som har delvis VGS-utdanning, er det fare for at dette utdanningsnivået er svært heterogent. VGS allmennfag blir derfor brukt som

referansegruppe for utdanningsvariablene. Variabelen som indikerer grunnskuleutdanning indikerer altså i stor grad fråfall frå VGS.

Eldre arbeidssøkarar kan tenkjast å ha sterkare tilknytning til arbeidsmarknaden. Dei kan òg ha fleire finansielle og sosiale plikter som motiverer innsats i arbeidsmarknaden. Alder og utdanning er knytt til kvarandre på ein slik måte at individ med lang utdanning systematisk er eldre enn dei med kort utdanning. Det er derfor vanskeleg å skilje effektane av utdanning og alder. Det er rimeleg å anta at arbeidsmarknaden til ei viss grad er separert, slik at arbeidssøkarane oppsøker arbeid som omtrent passar deira kompetanse. Eventuelle effektar av alder som kan skiljast frå utdanning kjem i så fall av avvik frå normal alder for individet sitt utdanningsnivå. Alder blir derfor målt som avvik frå normal alder for avslutta utdanning, og fungerer dermed som eit mål på potensiell arbeidserfaring.

Det er ikkje klart om arbeidsgjevarar verdset utdanning som ikkje formelt er avslutta, og dermed om delvis utdanning på høgare nivå kastar av seg i arbeidsmarknaden. Det er derfor kontrollert for dette i likning 1 og 2.

Andre landbakgrunnar enn Noreg kan ha ulike effektar på utfalla. Det må ventast at flyktningar frå ikkje-vestlege land vil ha større problem med å bli integrerte enn arbeidsinnvandrarar frå kulturar som liknar Noreg. Dette kan påverke deltakinga i arbeidsmarknaden, men vil truleg ikkje vere ein avgjerande effekt blant dei som finn arbeid. Førstegenerasjons-innvandrarar må ventast å vere mindre integrerte enn andregenerasjons-innvandrarar.

Det å ha utanlandsk utdanning er både ein delvis indikator for at ein er førstegenerasjons-innvandrar, og indikerer potensielle informasjonsproblem mellom arbeidssøklar og arbeidsgjevar¹⁶. Dette kan redusere sannsynet for å finne arbeid. Kontroll for utanlandsk utdanning kan i tillegg hjelpe med å skilje nyleg innkomne innvandrarar frå innvandrarar som har etablert seg i Noreg over lenger tid. Ettersom individa i denne gruppa er utdanna i ei lang rekkje ulike utdanningssystem, er dette ein viktig kontrollvariabel. Det er rimeleg at det fins stor heterogenitet blant individ med utanlandsk utdanning. Til dømes må arbeidsinnvandrarar ventast å i større grad finne arbeid enn flyktningar. Ein alternativ modellspesifikasjon der det fins interaksjonsledd mellom utanlandsk utdanning og utdanningsnivå fins i appendiks B. Denne modellspesifikasjonen avslører at det fins stor skilnad mellom individ med kort og lang utanlandsk utdanning, men at denne heterogeniteten har liten effekt på dei andre resultata i analysen.

¹⁶Berre dei som har avslutta utdanning i utlandet i perioden 2003-2007, og deretter flytta til Noreg blir dekt av denne variabelen.

Familie- og bakgrunnsvariablar er venta å påverke reservasjonsløna. Gifte har med stort sannsyn eit økonomisk parterskap med ektefellen, som dei anten kan ta imot økonomisk støtte frå, eller er venta å gi økonomisk støtte til. Utan kontroll for partner si inntekt er det vanskeleg å føreseie effekten av å vere gift. Foreldre kan ha høgare kostnad ved jobbsøk, men kan òg ta imot offentlege stønader knytt til forsørgaransvaret, som kan heve reservasjonsløna.

Kvinner er ofte meir risikoaverse enn menn (Byrnes et al., 1999). Dette kan gjere at kvinner har lågare reservasjonsløn, og kan dermed vere ei forklaring på at mange studiar koplar kvinner til kortare søketid, lågare løn og lenger jobbtid enn menn. Med auka utdanningsnivå og deltaking i arbeidsmarknaden blant kvinner, kan det tenkjast at desse effektane er svakare enn tidlegare studiar finn. Det er òg dokumentert at skilnaden i risikoaversjon mellom kjønna har gått ned over tid (Byrnes et al., 1999). Det kan likevel finnast andre ulikskapar mellom kjønna som kan påverke utfalla. Dessutan kan kjønnsdiskriminering ikkje avvisast.

Manglande data om avtent verneplikt kan tenkjast å påverke resultata. Individ som avtente verneplikt etter at dei avslutta utdanninga kan ha observert søketid som er lenger enn den elles ville ha vore. Individ som avtente verneplikt for så å ta høgare utdanning blir ikkje påverka. I 2014 utgjorde kvinner 14% av dei vernepliktige soldatane (Forsvaret, 2016). Det er altså i hovudsak menn med utdanning frå grunnskule eller VGS som kan bli påverka av dette.

Venta effektar av søketid og startløn kan hentast frå teorien i del 3. Lenger søketid er venta å resultere i betre match, og dermed høgare startløn. God match kan gjere arbeidaren tilfreds med jobben, men kan òg henge saman med karriereambisjonar og hyppige skifte av jobb. Forteiknet på effekten frå søketid og startløn til jobbtid er dermed uklart.

Som nemnt i del 6.2, er det ynskjeleg at det fins eksklusjonsrestriksjonar. For likning 2 fins det ei rekkje variablar som er venta å påverke startløna berre gjennom søketida. Dette gjeld kommunal arbeidsløyse, landbakgrunn, familievariablar og alder. Ved å gå ut frå at desse variablane påverkar løna gjennom søketid, blir lønslikninga relativt enkelt spesifisert. Det blir òg brukt ein seleksjonsmodell for likning 3. Arbeidsløyse blir målt på ulike tidspunkt og nivå (kommunal/nasjonal), og har dessutan truleg sterkare effekt på søketid enn på jobbtid. Landbakgrunn og utanlandsk utdanning er andre restriksjonar.

7 Resultat

I delane 7.1-7.3 blir resultata for dei tre estimerte likningane lagt fram. Først er det nødvendig å presisere korleis resultata bør tolkast. Alle MKM-modellar kan tolkast direkte som

marginaleffektar. Tobit-modellane viser derimot effektar på dei latente variablane. Det må derfor estimerast marginaleffektar for at resultata skal kunne samanliknast med MKM. Marginaleffektane som er rekna ut, viser effektane frå forklaringsvariablane på forventingsverdien til den observerte variabelen i intervallet $[0, \text{sensurering}]$. Ettersom dei avhengige variablane er på logaritmeform, viser marginaleffektane prosentvis auke i avhengig variabel ved ei marginal auke i forklaringsvariabelen. Koeffisientane for forklaringsvariablar på logaritmeform kan tolkast som elastisitetar.

Når modellar med sensurert avhengig variabel blir estimerte med MKM, vil samanhengane bli estimert som svakare enn det som er reelt. Denne effekten vil vere særleg sterk for forklaringsvariablar som i stor grad heng saman med sensurering, og kan medføre skeivheit i estimata som er vanskeleg å predikere. Likning 20 på side 27 viser at koeffisienten for seleksjonsmekanismen λ er eit estimat av kovariansen $\sigma_{\varepsilon\eta}$. Det er venteleg at dei uobserverte eigenskapane som gir kort søketid, også påverkar startløna positivt. Dette tilseier at $\sigma_{\varepsilon\eta}$ er negativ.

På grunn av likskap mellom analysane, er det naturleg å samanlikne resultata med Bratberg & Nilsen (2000) si studie av data frå perioden 1989-1994. Arbeidsløysa i den perioden var mellom 4,9% og 6,8%, altså betrakteleg høgare enn i perioden 2003-2013 (SSB, 2017a). Samanhengen mellom konjunkturstatus og utfall i arbeidsmarknaden er dokumentert (Kahn, 2010). Sjølv om det ikkje er klart korleis dette vil påverke resultata, kan det tenkjast at skilnad i konjunkturstatus kan medverke til at resultata skil seg frå Bratberg & Nilsen (2000).

Seks observasjonar fell bort når λ blir rekna ut. Dette er ein konsekvens av at observasjonane er svært langt ute i sannsynsfordelinga¹⁷. Alle desse observasjonane er 23 år eller yngre, har utanlandsk utdanning, og kjem frå Aust-Europa eller ikkje-vestlege land. Manglande data om løn gjer at 15 individ blir utelatne frå estimeringa av likning 2 og 3.

7.1 Søketid

Tabell 6 viser estimata for likning 1. 1694 individ blir sensurerte, og marginaleffektane skil i mange tilfelle seg frå MKM-koeffisientane. Skilnaden er for det meste relativt liten.

Det blir ikkje estimert signifikante effektar av familievariablane gift og forelder. Det blir estimert at kvinner brukar 11% lenger tid på å finne jobb enn menn. Bratberg & Nilsen

¹⁷Kumulativt sannsyn tek verdien 0. Dette gjer at den inverse Mills-raten blir uendeleg stor, og blir tolka av programvaren som manglande.

Tabell 6: Estimat av likning 1 - $\ln(\text{Søketid})$

	Tobit		Marginaleffekt		MKM	
	Koeffisient	SE	Koeffisient	SE	Koeffisient	SE
Gift	-0.20	(0.16)	-0.11	(0.09)	-0.16	(0.11)
Kvinne	0.19***	(0.06)	0.11***	(0.04)	0.10**	(0.04)
Forelder	-0.00	(0.07)	-0.00	(0.04)	0.05	(0.05)
Alder(avvik)	-0.08***	(0.02)	-0.05***	(0.01)	-0.05***	(0.01)
Utdanning:						
- Grunnskule	0.54***	(0.12)	0.31***	(0.07)	0.35***	(0.07)
- VGS yrkesfag	-0.94***	(0.12)	-0.53***	(0.07)	-0.70***	(0.08)
- Høgare, kort	-0.54***	(0.10)	-0.31***	(0.06)	-0.32***	(0.06)
- Høgare, lang	-0.67***	(0.12)	-0.38***	(0.07)	-0.33***	(0.07)
Utanlandsk utdanning	2.84***	(0.14)	1.61***	(0.08)	1.21***	(0.06)
Delvis utdanning	-0.15	(0.12)	-0.08	(0.07)	-0.11	(0.08)
Arbeidsløyse, kommunal	0.03	(0.03)	0.02	(0.01)	0.02	(0.02)
Dagpengar	1.09***	(0.18)	0.62***	(0.10)	0.93***	(0.07)
Landbakgrunn:						
- Norden	0.27**	(0.14)	0.16**	(0.08)	0.24***	(0.08)
- Vestleg	0.55***	(0.13)	0.31***	(0.07)	0.40***	(0.08)
- Aust-Europa	0.65***	(0.16)	0.37***	(0.09)	0.36***	(0.07)
- Ikkje-vestleg	0.62***	(0.12)	0.35***	(0.07)	0.34***	(0.07)
Konstant	1.95***	(0.14)			1.57***	(0.09)
Observasjonar	4180		4180		4180	
Sensurerte observasjonar	1694					

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Sensurering ved 24 mnd. MKM estimert med robuste standardfeil. Referansegruppe for utdanning: VGS allmennfag, for landbakgrunn: Noreg

(2000) estimerte ein negativ effekt av å vere kvinne, og tolka det som at kvinner har lågare reservasjonsløn enn menn. Det er ikkje klart kva for effektar som kan ha gitt denne endringa, men det kan tenkjast at ei delvis forklaring er at ei utlikning av reservasjonslønna til menn og kvinner har ført til at samla skilnad mellom dei to har endra forteikn. Individ som er eldre enn normal alder finn arbeid raskare enn dei som avsluttar utdanninga til normal tid.

Utdanning heng saman med søketid omtrent som venta. VGS yrkesfag gir særleg kort søketid, 53% kortare enn allmennfag. Dette kan skuldast at dei som tek yrkesfagleg utdanning har læretid i verksemdar der det nokre tilfelle er råd å få vidare tilsetjing etter læretida. Yrkesfagleg utdanning gir dessutan ei svært yrkesretta kompetanse, som gir arbeidsgjevar god informasjon om arbeidssøkarar si kompetanse.

Dei som har grunnskuleutdanning brukar lengst tid på å finne jobb. Søkeperioden er 31% lenger enn for dei med allmennfag VGS. Ifølge Hernes (2010) mangla dei som ikkje fullfører VGS i snitt eit halvt år av utdanninga. Å formelt fullføre VGS kan derfor sjå ut til å vere gunstig. Kort og lang høgare utdanning gir høvesvis 31% og 38% kortare søketid enn VGS allmennfag. Det ser altså ut til å vere ein positiv, men avtakande samanheng mellom utdanning og søketid. Delvis utdanning på høgare nivå gir ingen effekt på søketida. Fråfallet frå høgare utdanning kan tenkjast å i større grad skje i tidlege stadium av utdanningsløpet, samanlikna med VGS. Samanlikna med Bratberg & Nilsen (2000), har dei estimerte effektane av utdanning like forteikn. Ein skilnad er at det her blir estimert ein signifikant effekt, også av lang høgare utdanning.

Som venta heng mottak av dagpengar positivt saman med søketid, og aukar varigheita av søkeperioden med 62%. Sidan det var svært få individ i utvalet som tok imot dagpengar, er dette estimatet sensitivt for eventuelle fellestrekk blant desse individ. Tabell 12 i appendiks A viser mellom anna at mottakarane av dagpengar har kortare utdanning, og i større grad er norske enn dei som ikkje tok imot dagpengar.

Effekten av kommunal arbeidsløyse er ikkje statistisk signifikant. Dette kan forklarast med at den observerte perioden var nokså stabil, slik at det er relativt lite variasjon i arbeidsløysa mellom observasjonane. Det kan tenkjast at det ville blitt estimert ein sterkare og meir signifikant effekt med andre data. Bratberg & Nilsen (2000) fann ein positiv samanheng mellom arbeidsløyse og søketid, med eit datasett der arbeidsløysa var noko høgare enn her.

Individ med utanlandsk bakgrunn brukar lengre tid på å finne arbeid enn nordmenn. Dei ulike landbakgrunnane skil seg i hovudsak i to grupper. Innvandrarak frå Norden skil seg svakt frå nordmenn. Dei tre resterande gruppene skil seg sterkare frå nordmenn, men i liten grad frå kvarandre. Ei rimeleg forklaring på denne skilnaden er at kulturell og språkleg likskap mellom opphavslandet og Noreg er ein fordel for å finne arbeid. At innvandrarak frå Aust-Europa skilde seg negativt ut i den deskriptive analysen (i del 5) skuldast truleg at dei i stor grad er førstegenerasjons-innvandrarak. Variabelen utanlandsk utdanning kontrollerer for ein del av denne skilnaden.

Individ med utanlandsk utdanning brukar mykje lengre tid på å finne arbeid enn dei som har norsk utdanning. Den alternative modellspeifikasjonen i appendiks B viser at individ med lang høgare, utanlandsk utdanning finn arbeid fort. Dette tilseier samtidig at den negative effekten av å ha utanlandsk utdanning er noko sterkare enn det som blir estimert her, for individ med kortare utdanning.

7.2 Startløn

Tabell 7: Estimat av likning 2 - $\ln(\text{Startløn})$

	Seleksjonsmodell		MKM	
	Koeffisient	SE	Koeffisient	SE
$\ln(\text{Søketid})$	0.13***	(0.01)	0.11***	(0.01)
Kvinne	0.01	(0.03)	0.01	(0.03)
Utdanning:				
- Grunnskule	-0.30***	(0.05)	-0.29***	(0.05)
- VGS yrkesfag	-0.28***	(0.05)	-0.27***	(0.05)
- Høgare, kort	0.16***	(0.04)	0.15***	(0.04)
- Høgare, lang	0.23***	(0.04)	0.20***	(0.04)
lambda	-0.04***	(0.01)		
Konstant	5.25***	(0.04)	5.26***	(0.04)
Observasjonar	2465		2471	

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Robuste standardfeil. Referansegruppe for utdanning: VGS allmennfag.

Tabell 7 viser estimerte effektar på startløn, estimert med seleksjonskorrigert og normal MKM. Seleksjonsvariabelen (λ) er statistisk signifikant, og fører med seg ein liten auke i estimert avkastning av utdanning. Estimert effekt av søketid blir òg sterkare med seleksjonskorrigering. Det blir estimert at søketid heng positivt saman med startløn. Samanhengen blir estimert med ein elastisitet på 0,13. Som søk og match-teorien predikerer er det altså gunstig å tillate ei viss periode med arbeidsløyse for å oppnå ein betre match med arbeidsgjevar.

Det blir ikkje estimert skilnad i løn mellom kjønna¹⁸. Skilnadane i timeløn mellom kjønna kan altså forklarast av andre variablar. Bratberg & Nilsen (2000) estimerte ein negativ effekt av å vere kvinne, på 13,3%. Resultata indikerer dermed at kjønnsulikskapen har blitt redusert nokså sterkt sidan starten av 1990-talet.

Utdanning gir som venta avkastning i form av løn. Kort og lang høgare utdanning gir høvesvis 16% og 23% høgare løn enn allmennfagleg VGS. Yrkesfag gir 28% lågare løn enn allmennfag. Grunnskuleutdanning gir 30% lågare løn enn allmennfag VGS. Dette tilseier at allmennfag VGS gir 41% høgare løn enn grunnskule (tabell 8).

¹⁸Ettersom timeløna er eit estimat basert på fleire variablar, er det sensitivt for målefeil i desse variablane. Det kan derfor tenkjast at systematisk ulikskap mellom kjønna kan påverke den estimerte kjønnsforskjellen. Stillingsbrøken er sentral i utrekninga av timeløna, og det fins ein betydeleg skilnad mellom kjønna.

Til skilnad frå ein stor del av litteraturen, er utdanning målt som utdanningsnivå, heller enn som ein kontinuerlig variabel. Dei estimerte effektane av utdanning viser derfor samla effekt av heile utdanningsløpet. For samanlikning med tidlegare studiar, vil det derfor vere interessant å estimere avkastninga av kvart år med utdanning. For å kunne anslå slike effektar, antek eg at avkastninga av kvart utdanningsnivå er konstant gjennom heile utdanningsløpet¹⁹. Eg definerer Δ som prosentvis avkastning av utdanninga, samanlikna med utdanninga som er eitt nivå lågare. τ er varigheita av utdanninga. Skilnaden mellom utdanningsnivåa kan då uttrykkjast som ein funksjon av effekt per år: $(1 + \Delta) = (1 + \text{Effekt per år})^\tau$. Ut frå dette uttrykket kan effekt per år reknast ut:

$$\text{Effekt per år} = (1 + \Delta)^{\frac{1}{\tau}} - 1$$

Det blir ikkje rekna ut effekt per år for yrkesfag VGS. Dette skuldast at skilnaden mellom yrkesfag og grunnskule er liten, og ikkje statistisk signifikant. Estimert avkastning per år for yrkesfag er derfor tilnærma null.

Tabell 8: Effekt på startløn per år utdanning

Utdanning	β	Δ	τ	Effekt per år
Grunnskule	-0,30	-	-	-
VGS allmennfag	-	$\frac{1}{1-0,30} - 1 = 0,43$	3	12,7%
Kort høgare	0,16	0,16	4	3,8%
Lang høgare	0,23	$\frac{1,23}{1,16} - 1 = 0,06$	2	3,0%

Avkastninga av høgare utdanning i form av startløn er litt lågare enn normalen i den internasjonale litteraturen. Dette kan forklarast på fleire vis. Dei fleste studiar måler løn på eit seinare tidspunkt i livet. Skilnad mellom kort- og langsiktig avkastning av utdanning kan forklare at det fins skilnad mellom estimata. Ein stor del av litteraturen er basert på data frå land som i stor grad skil seg frå Noreg. Noreg har ein samanpressa lønsstruktur (OECD, 2011, s. 24) og eit høgt utdanningsnivå i arbeidsstyrken (OECD, 2016). Ein samanpressa lønsstruktur må ventast å redusere avkastninga av utdanning, fordi utdanning er positivt korrelert med plassering i lønsfordelinga. Med ein høgt utdanna arbeidsstyrke er tilbodet av høgt utdanna arbeidskraft stort. Marknadsklareringsprisen kan derfor vere relativt låg.

¹⁹Ved å gjere denne antakinga, ser eg bort frå heterogenitet i avkastninga av utdanning, som kjem av seleksjon mot utdanningsnivåa. Resultata fortel til dømes ingenting om avkastninga av kort høgare utdanning for individ som har gjennomført lang høgare utdanning.

Estimert avkastning av utdanning skil seg òg frå Bratberg & Nilsen (2000). Skilnaden er særleg stor i endane av utdanningsspekteret. Lang høgare utdanning får her estimert ei langt lågare avkastning. Avkastninga av VGS er omlag fire gangar større, men ulike variabeldefinisjonar kan tenkjast å vere ei delforklaring av denne skilnaden²⁰. Eit vekta snitt av estimert avkastning av allmenn- og yrkesfag VGS på 5,4% kan fungere som ei nedre grense for estimert avkastning av VGS²¹. Dette tilseier at avkastninga av VGS har auka sidan starten av 1990-talet (Bratberg & Nilsen, 2000).

7.3 Jobbtid

Tabell 9 viser estimerte effektar på jobbtid. Av grunnar som blir lagt fram i del 6, blir det her estimert fire modellar. MKM og seleksjon MKM svarer til dei som blei brukt for startløn. I tillegg er det estimert tobitmodellar med og utan seleksjonsvariabel. Modellane som er estimert med MKM skil seg ikkje drastisk frå tobit-modellane. Dette kan henge saman med at 82,5% av utvalet avslutta sin første jobb innan fire år etter at dei starta i den, slik at sensureringa påverkar estimata i nokså liten grad. Seleksjonskorrigeringa er ikkje statistisk signifikant, men fører med seg små endringar i estimata. Sidan alle modellane har svakheiter, er det mest fornuftig å tolke dei i samanheng.

Det blir estimert ein negativ samanheng mellom startløn og jobbtid. Estimert elasticitet er på 0,11-0,12. Det fins to problem med dette resultatet. For det første kan det vere målefeil i lønsvariabelen. Denne målefeilen må ventast å gi ei skeivheit mot null for den estimerte koeffisienten (Verbeek, 2012, s. 142). Altså kan det tenkjast at effekten er sterkare enn det som er estimert. Det andre potensielle problemet er knytt til utelatne variablar, og kan tenkjast å medføre at forteiknet på estimatet er feil. Dette blir diskutert vidare i del 7.4.

Lenger søketid gir kortare tilsetting, med estimert elasticitet på 0,08-0,10. Dette strir imot teorien om at lenger søketid gir god match og lang tilsetting. Igjen kan dette potensielt forklarast med mobilitet i arbeidsmarknaden, og at hyppige byte av jobb blir sett på som meir fordelaktig enn det som blir lagt til grunn i teorien.

Det blir ikkje estimert signifikante skilnadar mellom kjønna. Det er heller ingen effektar av familievariablane. Eit år ekstra alder er estimert til å forlenge jobbtida med 3%. Ei høg arbeidsløyse når jobben blir starta, gir ein nokså sterk effekt på jobbtid. Eitt prosentpoeng høgare arbeidsløyse gir 8-9% lenger jobbtid.

²⁰Bratberg & Nilsen (2000) skilde ikkje mellom allmennfag og yrkesfag, men kontrollerte for om individa var lærlingar. Her blir læretida rekna som ein del av utdanninga.

²¹I utrekninga av snittet er avkastninga av yrkesfag VGS rekna som null. $\frac{3}{7} \cdot 12,7\% = 5,4\%$

Tabell 9: Estimat av likning 3 - ln(Jobbtid)

	MKM		Seleksjon MKM		Tobit		Marginaleffekt		Tobit seleksjon		Marginaleffekt	
	Koeffisient	SE	Koeffisient	SE	Koeffisient	SE	Koeffisient	SE	Koeffisient	SE	Koeffisient	SE
ln(Startløn)	-0.13***	(0.03)	-0.12***	(0.03)	-0.14***	(0.03)	-0.11***	(0.02)	-0.13***	(0.03)	-0.11***	(0.02)
ln(Søketid)	-0.09***	(0.02)	-0.10***	(0.02)	-0.10***	(0.02)	-0.08***	(0.02)	-0.11***	(0.02)	-0.09***	(0.02)
Kvinne	-0.02	(0.04)	-0.02	(0.04)	-0.04	(0.04)	-0.03	(0.04)	-0.04	(0.04)	-0.03	(0.04)
Gift	0.02	(0.07)	0.03	(0.07)	0.00	(0.09)	0.00	(0.08)	0.01	(0.09)	0.01	(0.08)
Forelder	0.05	(0.04)	0.06	(0.04)	0.06	(0.04)	0.05	(0.04)	0.07	(0.04)	0.06	(0.04)
Alder(avvik)	0.02**	(0.01)	0.03***	(0.01)	0.03**	(0.01)	0.02**	(0.01)	0.03***	(0.01)	0.02***	(0.01)
Arbeidsløyse, nasjonal	0.08***	(0.02)	0.09***	(0.02)	0.09***	(0.03)	0.08***	(0.02)	0.10***	(0.03)	0.08***	(0.02)
Stillingsbrøk	0.06	(0.08)	0.06	(0.08)	0.09	(0.10)	0.08	(0.08)	0.09	(0.10)	0.08	(0.09)
Utdanning:												
- Grunnskule	-0.24***	(0.06)	-0.23***	(0.06)	-0.27***	(0.07)	-0.22***	(0.05)	-0.27***	(0.07)	-0.22***	(0.06)
- VGS yrkesfag	0.17***	(0.06)	0.17***	(0.06)	0.23***	(0.07)	0.19***	(0.06)	0.23***	(0.07)	0.19***	(0.06)
- Høgare, kort	0.04	(0.05)	0.03	(0.05)	0.06	(0.06)	0.05	(0.05)	0.05	(0.06)	0.04	(0.05)
- Høgare, lang	0.15**	(0.06)	0.13**	(0.06)	0.18**	(0.07)	0.15***	(0.06)	0.16**	(0.07)	0.14**	(0.06)
lambda			0.02	(0.01)					0.02	(0.01)	0.01	(0.01)
Konstant	3.27***	(0.20)	3.21***	(0.20)	3.38***	(0.24)			3.32***	(0.24)		
Kontroll for bransje	Ja		Ja		Ja		Ja		Ja		Ja	
Observasjonar	2471		2465		2471		2471		2465		2465	
Sensurerte observasjonar					436				435			

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01. Referansegruppe for utdanning: VGS allmennfag. MKM estimert med robuste standardfeil.

Stillingsbrøken gir ingen effekt på jobbtid. Dette kan tolkast som ein indikasjon på at dei som arbeider deltid i stor grad gjer det på grunn av sine preferansar for fritid. Det kan likevel tenkjast at det også her er uobserverte variablar som gjer at estimatet ikkje viser den reelle effekten frå stillingsbrøk til jobbtid.

MKM må ventast å overestimere samanhengen mellom utdanning og jobbtid, særleg når det er stor skilnad i talet på sensurerte observasjonar mellom utdanningsnivåa. Som vist i tabell 3, skil særleg grunnskule seg frå allmennfag VGS når det gjeld sensurering. Også høgare utdanning har lågare andel sensurerte observasjonar enn allmennfag VGS. Tobit-estimata tilseier at grunnskuleutdanna held jobben 22-23% kortare enn dei som har allmennfagleg VGS. Yrkesfag VGS heng saman med 19% lenger tilsetting. Det blir ikkje funne noko statistisk signifikant skilnad mellom allmennfag VGS og kort høgare utdanning. Lang høgare utdanning heng saman med 13-15% lenger tilsetting. Den positive samanhengen mellom utdanning og jobbtid er altså nokså svak. Det er likevel tydeleg at val av utdanning kan påverke varigheita av tilsettinga.

7.4 Samla resultat og validitet

Samanhengane mellom dei tre utfalla blir estimerte ganske ulikt frå Bratberg & Nilsen (2000), der auka søketid ikkje hadde lønseffekt, og hang saman med lenger jobbtid. Her tilseier estimata at lenger søketid gir høgare startløn, men kortare jobbtid. Utdanning gir ein raskare overgang frå utdanning til jobb, ei høgare startløn, og kan gi ein meir langvarig jobb. Yrkesfag VGS blir estimert til å gi lite gevinst i form av startløn. Samanlikning med studiar av inntekt over livsløpet, eller løn målt seinare i livet, tilseier at det vil skje ei innhenting i løpet av få år, og at yrkesfag på lang sikt vil gje høgare inntekt enn allmennfagleg VGS (Kirkebøen, 2010; Reisel, 2013).

Resultata indikerer at kjønn er ein mindre avgjerande faktor for utfall i arbeidsmarknaden enn tidlegare. Det blir ikkje estimert skilnad mellom kjønn i startløn eller jobbtid. Kvinner har derimot lenger søketid enn menn. Ei oppfatning om at kvinner har lågare reservasjonsløn enn menn, stemmer dårleg med desse resultata. Eventuelle skilnadar i reservasjonsløn mellom kjønna burde medføre skilnad i løn i den estimerte modellen²². Denne skilnaden burde òg bli estimert dersom skilnaden i søketid skuldast diskriminering. Det er derfor uklart kva som ligg bak skilnaden. Manglande data om avtening av verneplikt kan tenkjast å ha dekt over eventuelle negative effektar av å vere kvinne. Dette kan likevel ikkje forklare at resultata

²²Estimata av lønslinkinga blir ikkje påverka av interaksjonsledd mellom kjønn og søketid. Denne modellspesifikasjonen er ikkje rapportert.

skil seg frå Bratberg & Nilsen (2000). Dette avviket ville òg til dels blitt fanga opp av aldersvariabelen.

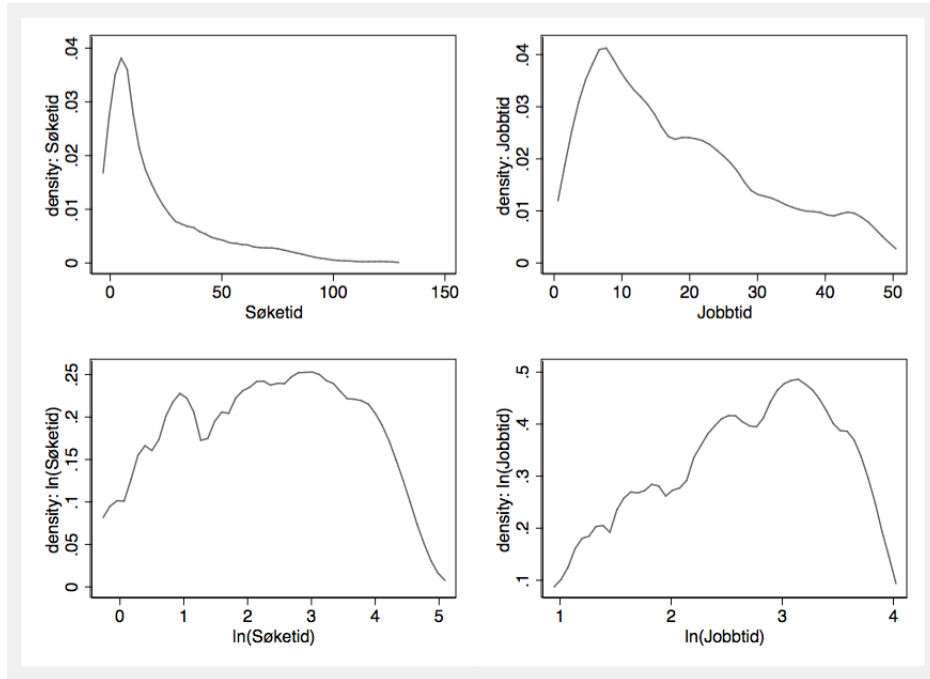
Utelatne variablar kan tenkjast å ha påverka nokre av estimata. Uobserverte eigenskapar må ventast å påverke alle dei tre utfalla. Faktorar som gode medfødde eigenskapar og karriereambisjonar kan gi kort søketid, høg startløn. Denne samanhengen er modellert med seleksjonsmekanismen. Dei same eigenskapane kan tenkjast å auke mobiliteten i arbeidsmarknaden, og påverke jobbtid negativt. Seleksjonsmodellen tek høgde for samanhengen mellom søketid og jobbtid. Dersom det fins vidare samanhengar mellom startløn og jobbtid, er dette eit brot på antakinga om at $Cov(\eta v) = 0$. Som Bratberg & Nilsen (2000) påpeiker, kan dette medføre ein feilaktig konklusjon om ein negativ samanheng mellom startløn og jobbtid. Den same effekten kan forklare mangelen på samanheng mellom stillingsbrøk og jobbtid, sjølv om prediksjonane om denne samanhengen er mindre tydelege. Dei estimerte effektane av utdanning kan òg tenkjast å vere påverka av utelatne uobserverte eigenskapar. Dette vil i så fall tyde at dei er større enn dei faktiske kausale effektane. Det blir ikkje gjort noko forsøk på å modellere den kausale samanhengen, og resultatata bør tolkast deretter.

Tobit-modellen er kritisk avhengig av antakinga om at den latente variabelen er normalfordelt²³. Sidan tobit-modellar blir brukt for søketid og jobbtid, bør desse variablane vise tendensar til log-normalfordeling. I analysen er søketid pålagt ei kunstig maksgrense på 24 månadar. Ved å fjerne denne grensa, er det enklare å få eit inntrykk av fordelinga av søketid. Som figur 3 viser er det tydelege tendensar til log-normalfordeling av søketid. Sensurering av jobbtid er ikkje råd å omgå på same måten. Ved å utelate dei observasjonane som blei sensurerte i jobb, viser figuren som venta ei fordeling som kan stemme med ei høgretrunkert normalfordeling. Antakingane om normalfordeling av dei latente variablane ser altså ut til å vere rimelege.

Seleksjonsmodellen har andre, kritiske antakingar. Resultata i likning 2 er avhengig av at søketid og startløn er bivariat log-normalfordelte. Denne antakinga let seg ikkje teste, noko som er ei kjent kjelde til uvisse ved bruk av seleksjonsmodellar (Verbeek, 2012, s. 252). For likning 3 har dei ulike modellane ulike antakingar, og ulike svakheiter. Til felles har dei antakinga om at feilledda i likning 2 og 3 er ukorrelerte. Diskusjonen over har gjort det klart at denne antakinga er nokså sterk. Modellane som er sette inn for å handsame problema med seleksjon og sensurering endrar dei estimerte effektane på forventa måte. Det er likevel nokså liten skilnad mellom estimata frå dei ulike modelltypane. Dette kan indikere at sensur og

²³Testar av denne antakinga fins (Verbeek, 2012, s. 245), men er ikkje enkelt tilgjengeleg for høgresensurerte modellar (Drukker, 2002).

Figur 3: Fordeling av variablar



Kernel density-estimat. Ingen restriksjon for varigheit av søketid. Observasjonar med $\text{jobbtid} > 48$ mnd er utelatne

seleksjon i dette tilfellet har nokså liten betydning for utfalla. Dei ulike modellspesifikasjonane for søketid og jobbtid bør derfor gi ei god tilnærming til dei faktiske forholda, medan modellen for jobbtid bør tolkast med større varsemnd.

8 Konklusjon

I denne masteroppgåva har eg undersøkt dei avgjerande faktorane for overgangen frå utdanning til arbeid, ved å nytte varigheita av jobbsøk, startløn og varigheita av den første jobben som mål på utfall i arbeidsmarknaden. Ved å modellere seleksjon mot å finne arbeid, har eg korrigert resultatata for seleksjonsskeivheit. Designen av analysen svarer til Bratberg & Nilsen (2000). Skilnadar frå resultatata i den studien kan derfor gje ein indikasjon på kva for endringar som har skjedd i den norske arbeidsmarknaden frå starten av 1990-talet og fram til midten av 2000-talet.

Resultata viser at utdanning er ein avgjerande faktor for utfallet i arbeidsmarknaden. Lenger

utdanning resulterer i kortare periode med jobbsøk, høgare startløn og til dels lenger tilsetting i den første jobben. Avkastninga av høgare utdanning i form av startløn blir estimert til å vere litt lågare enn det som er normalen i den internasjonale litteraturen, noko som er normalt for norske studiar. Dette blir forklart av at det i Noreg er ein samanpressa lønsstruktur og eit høgt utdanningsnivå. Samanlikning med tidlegare studiar kan indikere at avkastninga i det øvste utdanningsnivå har blitt svakt redusert dei siste åra.

Effektane av utdanning er sterkast for dei låge utdanningsgradene. Grunnskuleutdanna brukar særskilt lang tid på å finne arbeid, får låg løn, og avsluttar jobben raskare enn andre. Yrkesfagleg vidaregåande opplæring gir i snitt ein moderat auke i startløn samanlikna med grunnskule, men gir ein rask overgang frå utdanning til jobb og svært stabil tilsetting. På kort sikt gir altså yrkesfag avkastning i form av svært sterk tilknytning til arbeidsmarknaden. Dessutan indikerer tidlegare litteratur at inntekta med yrkesfagleg VGS gjennom dei første åra i arbeidsmarknaden vil stige relativt til høgare utdanning.

Ein forlenga søkeperiode gir, etter kontroll for utdanning, høgare startløn. Dette stemmer med prediksjonar frå søk og match-teorien som skildrar individa sine forløp i søkeprosessen. Ein viss grad av strukturell arbeidsløyse blant unge kan derfor vere produktivt på den måten at individuelle utfall blir betra. Samanhengen mellom varigheit av søkeperiode og varigheit av tilsetting er derimot negativ. Sjølv om forlenga søkeperiode kan gi høgare løn, betrar det altså ikkje nødvendigvis alle utfalla i arbeidsmarknaden. Ei potensiell forklaring av dette, er at langvarig tilsetting ikkje blir rekna som eit einseitig positivt utfall.

Estimata viser at høgare startløn heng saman med kortare tilsetting. Dette resultatet er sårbart for potensiell uobservert heterogenitet mellom startløn og varigheit av den første jobben. Til skilnad frå Bratberg & Nilsen (2000), blir ikkje denne typen uobservert heterogenitet modellert for. Det er derfor tenkjeleg at dette resultatet viser at individ med høg løn ofte har stor grad av mobilitet i arbeidsmarknaden, heller enn den kausale effekten som løn har på varigheit av tilsettinga.

Auka innvandring dei siste tiåra har ført til demografiske endringar. Resultata frå analysen viser at individ med utanlandsk landbakgrunn brukar lenger tid på å finne arbeid enn nordmenn. Ein skilnad mellom innvandrarar frå Norden og innvandrarar frå andre land tilseier at kulturell ulikskap er ei viktig forklaring. Særleg har nyleg innflytta innvandrarar langvarig jobbsøk. Ei delanalyse med ein alternativ modellspekifisering viser at det fins ei gruppe høgt utdanna førstegenerasjons-innvandrarar som finn arbeid svært raskt.

Auka arbeidsmarknadsdeltaking blant kvinner kan ha ført med seg ei betring av unge kvinner

sine utfall i arbeidsmarknaden. Den einaste skilnaden mellom kjønna som blir estimert, er at kvinner brukar noko lenger tid på å finne arbeid enn det menn gjer.

Analysen kan bidra med kunnskap om dei private gevinstane av utdanning. Dette er sentral informasjon ved prioritering av ressursar i utdanningssystemet. Ei satsing på auka gjennomføring i den vidaregåande opplæringa gir truleg den mest effektive bruken av ressursar, særleg sidan 94% av dei som har grunnskule som høgaste fullførte utdanning, har starta i vidaregåande skule utan å fullføre opplæringa. På kort sikt gir allmennfag sterk auke i løn, og betrar tilknytninga til arbeidsmarknaden. Yrkesfag gir svært sterk tilknytning til arbeidsmarknaden, og truleg lønsgevinst på lang sikt. Yrkesfag gir ei svært yrkesretta utdanning, og verkar som eit særleg godt alternativ for individ som tek grunnskuleutdanning. Som Bratberg & Nilsen (2000) påpeiker, kan ei einseitig satsing på yrkesfag vil medføre auka tilbod av faglært arbeidskraft. Dette kan påverke vilkåra for dei yrkesfagleg utdanna negativt. Innsats for auka gjennomføring av vidaregåande skule bør derfor fokuserast både på yrkesfagleg og allmennfagleg utdanning.

Dei tilgjengelege dataa gjorde det ikkje mogleg å kontrollere for ulike fagretningar innan høgare utdanning. Eksisterande litteratur frå andre land (sjå til dømes Robst (2007)) tilseier at det fins betydelege skilnadar i arbeidsmarknadsutfall mellom ulike fagretningar innan høgare utdanning. Framtidige studiar med norske data som fokuserer på slike skilnadar i overgangen frå utdanning til jobb kan gi nyttig informasjon for ressursprioritering innan høgare utdanning.

Resultata kan indikere at mobiliteten i arbeidsmarknaden er auka, og at korte tilsettingar heng saman med positive utfall i større grad enn før. Desse resultata er sårbare for svakheiter i analysen, og langt frå fullstendige. Ei meir heilskapleg undersøking av denne utviklinga bør gjennomførast i framtida. Samanlikna med tidlegare litteratur indikerer resultata at endringar i demografi og utdanningsnivå i arbeidsmarknaden i stor grad påverkar arbeidarane sine høve. Det vil derfor vere tenleg om liknande studiar blir gjennomført med jamne mellomrom.

Referansar

- Aakvik, A., Salvanes, K. G., & Vaage, K. (2010). Measuring heterogeneity in the returns to education using an education reform. *European Economic Review*, 54(4), 483–500.
- Aamodt, P. O. & Michelsen, S. (2007). *Evaluering av Kvalitetsreformen - Sluttrapport*. Oslo: Norges forskningsråd.
- Amemiya, T. (1984). Tobit models: A survey. *Journal of Econometrics*, 24, 3–61.
- Arbeidsmiljøloven (2005). Lov om arbeidsmiljø, arbeidstid og stillingsvern mv. I 2005 hefte 8.
- Becker, G. S. (1962). Investment in human capital: A theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, 70(5), 9–49.
- Boeri, T. & van Ours, J. (2013). *The Economics of Imperfect Labor Markets*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press, second edition edition.
- Bratberg, E. & Nilsen, Ø. A. (1998). Transition from school to work: Search time and job duration. *IZA discussion paper*, (27).
- Bratberg, E. & Nilsen, Ø. A. (2000). Transitions from school to work and the early labour market experience. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 62, 909–929.
- Byrnes, J. P., Miller, D. C., & Schafer, W. D. (1999). Gender differences in risk taking: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 125(3), 367–383.
- Caliendo, M., Tatsiramos, K., & Uhlenhorff, A. (2013). Benefit duration, unemployment duration and job match quality: A regression-discontinuity approach. *Journal of Applied Econometrics*, 28(4), 604627.
- Cameron, A. C. & Trivedi, P. K. (2010). *Microeconometrics Using Stata*. Texas: Stata Press, revised edition edition.
- Card, D. (2001). Estimating the return to schooling: Progress on some persistent econometric problems. *Econometrica*, 69(5), 1127–1160.
- Carneiro, P., Heckman, J. J., & Vytlacil, E. J. (2011). Estimating marginal returns to education. *American Economic Review*, 101(6), 2754–2781.
- Cockx, B. & Picchio, M. (2012). Are short-lived jobs stepping stones to long-lasting jobs? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(5), 646–675.
- Drukker, D. (2002). Bootstrapping a conditional moments test for normality after tobit estimation. *The STATA Journal*, 2(2), 125–139.
- Eckstein, Z. & van den Berg, G. J. (2007). Empirical labor search: A survey. *Journal of Econometrics*, 136, 531–564.

- Eckstein, Z. & Wolpin, K. (1995). Duration to first job and return to schooling: estimates from a search-matching model. *Review of Economic Studies*, 62(2), 263–286.
- Falch, T. & Nyhus, O. H. (2009). Frafall fra videregående opplæring og arbeidsmarkedstilknnytning for unge voksne. *SØF-rapport 07/09*.
- Folketrygdloven (1997). Lov om folketrygd. Avd I 1997 Nr. 5.
- Forsvaret (2016). Jenter og verneplikt. [Internett] Tilgjengeleg frå: <https://forsvaret.no/karriere/forstegangstjeneste/jenterogverneplikt> [Lest 25/5 2017].
- Friberg, J. H. (2013). The polish worker in norway. *Fafo report 2013:06*.
- Gaure, S., Røed, K., & Westlie, L. (2012). Job search incentives and job match quality. *Labour Economics*, 19, 438–450.
- Hernes, G. (2010). Gull av gråstein - tiltak for å redusere frafall i videregående opplæring. *Fafo-rapport 2010:03*.
- Heum, P., Nesheim, T., Nordhaug, O., & Salvanes, K. G. (2006). *Arbeidsliv i omstilling*. Bergen: Fagbokforlaget.
- Kahn, L. B. (2010). The long-term labor market consequences of graduating from college in a bad economy. *Labour economics*, 17, 303–316.
- Kalwij, A. (2010). Unemployment durations and the pattern of duration dependence over the business cycle of british males. *Empirical Economics*, 38(2), 429–456.
- Kirkebøen, L. J. (2010). Forskjeller i livsløpsinntekt mellom utdanningsgrupper. *SSB Rapporter*, 43/2010.
- Kontantstøtteleven (1997). Lov om kontantstøtte til småbarnsforeldre.
- Kroft, K., Lange, F., & Notowidigdo, M. (2013). Duration dependence and labor market conditions: Evidence from a field experiment. *Quarterly Journal of Economics*, 128(3), 1123–1167.
- Meghir, C. & Palme, M. (2000). Assessing the effect of schooling on earnings using a social experiment. *IDEAS Working Paper Series from RePEc*.
- Moretti, E. (2004). Estimating the social return to higher education: evidence from longitudinal and repeated cross-sectional data. *Journal of Econometrics*, 121(1-2), 175–212.
- Mroz, T. & Savage, T. (2006). The long-term effects of youth unemployment. *Journal of Human Resources*, 41, 259–293.
- NAV (2016a). Arbeidsavklaringspenger (aap). [Internett] Tilgjengeleg frå: <https://www.nav.no/no/Person/Arbeid/Sykmeldt-kesskade/arbeidsavklaringspenger-aap> [Lest 21/10 2016].
- NAV (2016b). Dagpenger. [Internett] Tilgjengeleg frå: <https://www.nav.no/no/Person/Arbeid/Dagpenger>

- ps://www.nav.no/no/Person/Arbeid/Dagpenger+ved+arbeidsloshet+og+permittering/Dagpenger [Lest 21/10 2016].
- NAV (2016c). Uføretrygd. [Internett] Tilgjengeleg frå: <https://www.nav.no/no/Person/Pensjon/Uforetrygd> [Lest 21/10 2016].
- Nekoei, A. & Weber, A. (2017). Does extending unemployment benefits improve job quality? *American Economic Review*, 107(2), 527–561.
- Nergaard, K. (2004). Atypisk arbeid - midlertidige ansettelses og deltidsarbeid i norge. *Fafo-rapport*, 430.
- NIFU (2014). Kandidatundersøkelsen 2013: Mastergradsuttannedes arbeidsmarkedssituasjon og vurdering av utdanningen et halvt år etter fullført utdanning. *NIFU rapport 2014-17*.
- Nilsen, Ø. A., Risa, A. E., & Torstensen, A. (2000). Transitions from employment among young norwegian workers. *Journal of Population Economics*, 13, 21–34.
- NOU 2007:6 (2007). Formål for framtida - formål for barnehagen og oppløringen. *Noregs offentlege utgreiingar*.
- NSD (2016). Fd-trygd. [Internett] Tilgjengeleg frå: <http://www.nsd.uib.no/velferd/tryggedata/fd-trygd-20pst.html> [Lest 1/12 2016].
- OECD (2011). *Divided We Stand: Why Inequality Keeps Rising*. OECD.
- OECD (2016). *OECD Factbook 2015-2016: Economic, Environmental and Social Statistics*. Paris: OECD Publishing.
- Oreopoulos, P. & Salvanes, K. (2009). How large are returns to schooling? hint: Money isn't everything. *National Bureau of Economic Research*.
- Reisel, L. (2013). Is more always better? early career returns to education in the united states and norway. *Research in Social Stratification and Mobility*, 31, 49–68.
- Robst, J. (2007). Education and job match: The relatedness of college major and work. *Economics of Education Review*, 26, 397–407.
- Spence, M. (1973). Job market signaling. *Quarterly Journal of Economics*, 87, 355–374.
- SSB (2012). Stadig færre mottakere av kontantstøtte. [Internett] Tilgjengeleg frå: <http://www.ssb.no/sosiale-forhold-og-kriminalitet/artikler-og-publikasjoner/stadig-faerre-mottakere-av-kontantstotte> [Lest 2/5 2017].
- SSB (2013). Mer regional spredning av arbeidsinnvandring. [Internett] Tilgjengeleg frå: <http://ssb.no/forskning/demografi-og-levelekaar/befolkningsutvikling-flytting-og-dodelighet/mer-regional-spredning-av-arbeidsinnvandring> [Lest 26/4 2017].
- SSB (2017a). Arbeidskraftundersøkinga. [Internett] Tilgjengeleg frå: <http://www.ssb.no/arbeidskraftundersokinger>

- ps://www.ssb.no/aku [Lest 6/2 2017].
- SSB (2017b). Fakta om likestilling. SSB. [Internett] Tilgjengeleg frå: <https://ssb.no/befolkning/nokkeltall/likestilling> [Lest 9/5 2017].
- SSB (2017c). Folkemengde og befolkningsendringar, 1. januar 2017. [Internett] Tilgjengeleg frå: <https://www.ssb.no/befolkning/statistikker/folkemengde/aar-per-1-januar> [Lest 9/5 2017].
- SSB (2017d). Konsumprisindeksen, januar 2017. [Internett] Tilgjengeleg frå: <http://www.ssb.no/kpi?fokus=true> [Lest 1/3 2017].
- SSB (2017e). Nøkkeltall for innvandring og innvandrere. [Internett] Tilgjengeleg frå: <http://www.ssb.no/innvandring-og-innvandrere/nokkeltall/innvandring-og-innvandrere> [Lest 23/2 2017].
- SSB (2017f). Nøkkeltall for utdanning. [Internett] Tilgjengeleg frå: <http://www.ssb.no/utdanning/nokkeltall/utdanning> [Lest 27/2 2017].
- SSB (2017g). Variabeldefinisjon: utførte årsverk. [Internett] Tilgjengeleg frå: <http://www.ssb.no/a/metadata/conceptvariable/vardok/2744/nb> [Lest 27/3 2017].
- Topel, R. H. & Ward, M. P. (1992). Job mobility and the careers of young men. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 439–479.
- Turon, H. (2003). Inflow composition, duration dependence and their impact on the unemployment outflow rate. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 65, 31–47.
- Van den Berg, G. & Van Ours, J. (1994). Unemployment dynamics and duration dependence in france, the netherlands and the united kingdom. *The Economic Journal*, 104, 432–443.
- Verbeek, M. (2012). *A Guide to Modern Econometrics*. Chichester, UK: Wiley, 4th edition.

A Appendiks - Deskriptiv statistikk

Tabell 10: Deskriptiv statistikk - Inkluderte og utelatne observasjonar

	Inkluderte		Utelatne	
	Snitt	Std.avvik	Snitt	Std.avvik
Kvinne	0.48	0.50	0.55	0.50
Gift	0.04	0.19	0.47	0.50
Forelder	0.28	0.45	0.48	0.50
Alder	22.96	3.26	39.81	9.27
Utdanning:				
- Grunnskule	0.22	0.42	0.15	0.36
- VGS yrkesfag	0.15	0.36	0.17	0.37
- VGS allmennfag	0.18	0.38	0.22	0.41
- Høgare, kort	0.26	0.44	0.34	0.47
- Høgare, lang	0.17	0.37	0.12	0.32
Ufullført utd.	0.32	0.47	0.33	0.47
Utanlandsk utdanning	0.16	0.37	0.04	0.19
Landbakgrunn:				
- Noreg	0.67	0.47	0.77	0.42
- Norden	0.06	0.24	0.05	0.21
- Vestleg	0.07	0.25	0.05	0.22
- Aust-Europa	0.09	0.28	0.03	0.18
- Ikkje-vestleg	0.11	0.31	0.10	0.30
Observasjonar	4180		4797	

Tabell 11: Deskriptiv statistikk - Skilnad norsk/utanlandsk utdanning

	Utanlandsk		Norsk	
	Snitt	Std.avvik	Snitt	Std.avvik
- Grunnskule	0.11	0.31	0.25	0.43
- VGS yrkesfag	0.01	0.12	0.18	0.38
- VGS allmennfag	0.24	0.43	0.16	0.37
- Høgare, kort	0.30	0.46	0.26	0.44
- Høgare, lang	0.31	0.46	0.14	0.35
Observasjonar	683		3497	

Tabellen viser snitt (standardavvik) for dei ulike gruppene.
 Utanlandsk utdanning tyder at individet har flytta til Noreg etter at utdanninga blei fullført.

Tabell 12: Deskriptiv statistikk - Seleksjon mot dagpengar

	Dagpengar		Ikkje dagpengar	
	Snitt	Std.avvik	Snitt	Std.avvik
Kvinne	0.38	0.49	0.48	0.50
Gift	0.02	0.15	0.04	0.19
Forelder	0.39	0.49	0.27	0.45
Alder	22.66	2.87	22.96	3.27
Utdanning:				
- Grunnskule	0.30	0.46	0.22	0.41
- VGS yrkesfag	0.16	0.37	0.15	0.36
- VGS allmennfag	0.25	0.43	0.17	0.38
- Høgare, kort	0.19	0.39	0.27	0.44
- Høgare, lang	0.09	0.29	0.17	0.38
Ufullført utd.	0.37	0.48	0.32	0.47
Utanlandsk utdanning	0.02	0.15	0.17	0.37
Landbakgrunn:				
- Noreg	0.79	0.41	0.67	0.47
- Norden	0.04	0.19	0.06	0.24
- Vestleg	0.05	0.21	0.07	0.25
- Aust-Europa	0.04	0.19	0.09	0.29
- Ikkje-vestleg	0.09	0.28	0.11	0.32
Observasjonar	128		4052	

Tabellen viser snitt (standardavvik) for dei ulike gruppene.

Tabell 13: Deskriptiv statistikk - Skilnad mellom kjønn

	Kvinner		Menn	
	Snitt	Std.avvik	Snitt	Std.avvik
Gift	0.05	0.22	0.03	0.16
Forelder	0.25	0.44	0.30	0.46
Alder	23.13	3.24	22.80	3.28
Utdanning:				
- Grunnskule	0.19	0.40	0.25	0.43
- VGS yrkesfag	0.12	0.33	0.18	0.38
- VGS allmennfag	0.15	0.36	0.20	0.40
- Høgare, kort	0.34	0.47	0.20	0.40
- Høgare, lang	0.17	0.38	0.16	0.37
Ufullfort utd.	0.28	0.45	0.36	0.48
Utanlandsk utdanning	0.18	0.39	0.14	0.35
Søketid	12.58	10.94	11.71	10.94
Jobbtid	29.73	17.62	30.28	17.45
Timeløn	292.35	444.29	262.55	292.33
Full stilling	0.64	0.48	0.80	0.40
Stillingsbrøk	0.84	0.22	0.91	0.19
Flytt	0.29	0.45	0.25	0.44
Arbeidsløyse, kommunal	3.24	1.15	3.26	1.20
Yrkeskategori:				
- Militære yrke og uoppgitt	0.21	0.40	0.14	0.34
- Ledaryrke	0.01	0.09	0.02	0.12
- Akademiske yrke	0.07	0.26	0.06	0.24
- Høgskuleyrke	0.13	0.34	0.12	0.33
- Kontoryrke	0.05	0.22	0.06	0.23
- Sal- og serviceyrke	0.30	0.46	0.17	0.38
- Primærnæringsyrke	0.01	0.09	0.02	0.14
- Handverkarar	0.01	0.11	0.19	0.39
- Operatørar, sjåførar o.l.	0.02	0.15	0.09	0.29
- Yrke utan krav til utd.	0.07	0.26	0.07	0.26
Observasjonar	1993		2187	

Tabellen viser snitt (standardavvik) for dei ulike gruppene.

Tabell 14: Deskriptiv statistikk - Skilnad etter landbakgrunn

	Norsk	Nordisk	Vestleg	Aust-Europeisk	Ikkje-vestleg
Kvinne	0.47 (0.50)	0.45 (0.50)	0.49 (0.50)	0.50 (0.50)	0.52 (0.50)
Ufullført utd.	0.33 (0.47)	0.35 (0.48)	0.25 (0.43)	0.21 (0.40)	0.42 (0.49)
Søketid	9.54 (10.54)	15.31 (10.62)	15.51 (10.47)	20.29 (7.78)	17.26 (9.96)
Sensurert søk	0.29 (0.45)	0.54 (0.50)	0.54 (0.50)	0.77 (0.42)	0.64 (0.48)
Timeløn	277.68 (334.54)	252.48 (200.96)	284.83 (223.57)	253.35 (318.92)	295.77 (725.33)
Stillingsbrøk	0.88 (0.20)	0.89 (0.20)	0.90 (0.18)	0.90 (0.20)	0.84 (0.22)
Jobbtid	29.26 (17.45)	30.21 (17.47)	31.39 (17.45)	32.10 (17.34)	31.97 (18.01)
Sensurert i jobb	0.37 (0.48)	0.40 (0.49)	0.44 (0.50)	0.47 (0.50)	0.51 (0.50)
Utanlandsk utdanning	0.01 (0.11)	0.36 (0.48)	0.31 (0.46)	0.76 (0.43)	0.40 (0.49)
Utdanning:					
- Grunnskule	0.22 (0.42)	0.20 (0.40)	0.17 (0.37)	0.15 (0.36)	0.32 (0.47)
- VGS yrkesfag	0.19 (0.39)	0.09 (0.28)	0.09 (0.28)	0.02 (0.15)	0.08 (0.27)
- VGS allmennfag	0.17 (0.37)	0.26 (0.44)	0.11 (0.32)	0.24 (0.43)	0.17 (0.38)
- Høgare, kort	0.27 (0.45)	0.29 (0.46)	0.28 (0.45)	0.26 (0.44)	0.19 (0.40)
- Høgare, lang	0.14 (0.35)	0.10 (0.29)	0.32 (0.47)	0.30 (0.46)	0.17 (0.37)
Observasjonar	2797	261	287	370	465

Tabellen viser snitt (standardavvik) for dei ulike gruppene.

B Appendiks - Alternativ modellspesifikasjon

På grunn av at motivasjonen for innvandring er ukjent, kan det vere venteleg at det fins stor variasjon i utfalla for innvandrargruppene. Det kan derfor vere interessant å undersøkje samanhengen mellom utanlandsk utdanning og utdanningsnivå. Denne alternative modellspesifikasjonen (tabell 15) inkluderer interaksjonsledd mellom desse variablane. Det fins teikn på at særleg høgt utdanna individ som har utdanning frå utlandet raskt finn jobb. Det er rimeleg at innvandrar med høg kompetanse i større grad enn andre flyttar til Noreg på grunn av eit jobbtillbod. Dette kan forklare at søketida til slike individ er nær null. Interaksjonane gjer òg at den negative effekten av utanlandsk utdanning generelt, blir estimert til å vere sterkare.

Interaksjonsledda har lite verknad på estimert avkastning av utdanning. Modellspesifikasjonen avslører likevel at individ med utanlandsk grunnskuleutdanning får 36% lågare løn enn andre. Tabell 11 viser at individ med utanlandsk utdanning i større grad enn nordmenn har høgare utdanning, og i mindre grad har grunnskuleutdanning. Tabell 14 viser at særleg individ med bakgrunn frå ikkje-vestlege land har grunnskule som høgaste fullførte utdanning. Individ med landbakgrunn frå vestlege eller Aust-Europesike land har lenger utdanning enn nordmenn. Ikkje-vestlege innvandrarar må ventast å i større grad vere flyktningar enn dei andre innvandrargruppene. Eit skilje mellom flyktningar og arbeidsinnvandrarar er rimeleg.

Tabell 15: Alternativ spesifikasjon - Utdanningsnivå og utanlandsk utdanning

	Søketid		Startløn		Jobbtid MKM	
	Koeffisient	SE	Koeffisient	SE	Koeffisient	SE
Gift	-0.22	(0.15)			0.03	(0.07)
Kvinne	0.19***	(0.06)	0.01	(0.03)	-0.02	(0.04)
Forelder	0.01	(0.07)			0.06	(0.04)
Alder(avvik)	-0.08***	(0.02)			0.02***	(0.01)
Utdanning:						
- Grunnskule	0.58***	(0.13)	-0.29***	(0.05)	-0.23***	(0.06)
- VGS yrkesfag	-0.89***	(0.12)	-0.28***	(0.05)	0.17***	(0.06)
- Høgare, kort	-0.50***	(0.11)	0.16***	(0.04)	0.03	(0.05)
- Høgare, lang	-0.51***	(0.13)	0.23***	(0.04)	0.11*	(0.06)
Utanlandsk utdanning	3.32***	(0.28)				
UU * grunnskule	0.46	(0.78)	-0.36***	(0.08)	0.27**	(0.12)
UU * kort høgare	-0.33	(0.33)	0.02	(0.14)	0.11	(0.24)
UU * lang høgare	-0.99***	(0.32)	-0.02	(0.12)	0.28*	(0.17)
Delvis utd.	-0.12	(0.13)				
Arbeidsløyse, kommunal	0.03	(0.03)				
Dagpengar	1.10***	(0.14)				
Landbakgrunn:						
- Norden	0.24*	(0.15)				
- Vestleg	0.59***	(0.14)				
- Aust-Europa	0.68***	(0.17)				
- Ikkje-vestleg	0.61***	(0.12)				
ln(Søketid)			0.13***	(0.01)	-0.10***	(0.02)
lambda			-0.06***	(0.01)	0.00	(0.02)
ln(Startløn)					-0.12***	(0.03)
Arbeidsløyse, nasjonal					0.09***	(0.02)
Stillingsbrøk					0.07	(0.08)
Kontroll for bransje	Nei		Nei		Ja	
Observasjonar	4180		2471		2471	
Sensurerte observasjonar	1694					

UU indikerer utanlandsk utdanning. Søketid - tobit. Startløn - seleksjonsmodell. Jobbtid - seleksjonsmodell MKM