

Rapport
4/2006

**Aetats kvalifiserings- og
opplæringstiltak
- En empirisk analyse av
seleksjon og virkninger**

Ines Hardoy
Knut Røed
Tao Zhang



*Stiftelsen Frichsenteret for samfunnsøkonomisk forskning
Ragnar Frisch Centre for Economic Research*

Aetats kvalifiserings- og opplæringstiltak - En empirisk analyse av seleksjon og virkninger

Ines Hardoy¹
Knut Rød²
Tao Zhang³

Sammendrag: Vi kartlegger og analyserer omfang, fordeling og effekter av kvalifiserings- og opplæringstiltak i Norge fra 1993 til 2003. Ved bruk av administrative registerdata og forløpanalyse og sannsynlighetsmatching evaluerer vi arbeidsmarkedsopplæringstiltak (AMO) for ordinære arbeidsledige og AMO og skolegang for yrkeshemmede. Samlet sett synes det klart at kvalifiserings- og opplæringstiltak har positive effekter for ordinære arbeidsledige mhp. jobbsannsynlighet etter deltagelse. For yrkeshemmede finner vi en tendens til at opplæringstiltak gir bedre resultater enn praksisplasser. Voksenrett til videregående utdanning synes å ha hatt svakt positive effekter mhp. rekruttering og gjennomføring av ordinær utdanning.

Nøkkelord: opplæringstiltak, effekt, seleksjon, voksenrett

Kontakt: tao.zhang@frisch.uio.no, www.frisch.uio.no, tlf 22 95 88 16

Rapport fra prosjektet "Analyse av registerdata om Aetats kvalifiserings- og opplæringstiltak" (internt prosjektnummer 1317), finansiert av Kunnskapsdepartementet (KD) og Arbeids- og inkluderingsdepartementet (AID), NLref: 2005-01895.

Vi takker Vigdis Haugerud, Astri Hildrum, Per Morten Jørgensen, Arne Kolstad, Hege Torp, Sverre Try, og deltagere i referansegruppen for støtte og veiledning under hele prosjektperioden. Vi takker også deltagere på Frischsenterets forskningsseminar for kommentarer og innspill. Eventuelle gjenværende feil og mangler er forfatterens eget ansvar.

¹ Institutt for samfunnsforskning

² Stiftelsen Frischsenteret for samfunnsøkonomisk forskning

³ Stiftelsen Frischsenteret for samfunnsøkonomisk forskning. Prosjektleder.

1. Innledning	5
1.1 Kvalifiserings- og opplæringstiltak i Norge	5
1.2 Aktuelle evalueringsmetoder	9
1.3 Disposisjon av denne rapporten	12
2. Datagrunnlag	13
3. Omfang og fordeling av kvalifiserings- og opplæringstiltak	15
4. Statistisk analyse av rekruttering til og effekter av Aetats kvalifiserings- og opplæringstiltak	29
4.1 Effektevaluering av kvalifiserings- og opplæringstiltak for ordinære ledige	29
4.2 Effektevaluering av Aetats kvalifiserings- og opplæringstiltak for yrkeshemmede	49
4.2.1 Innledning	49
4.2.2 Matching-metoden	51
4.2.3 Tiltaksgruppe og sammenligningsgruppe	54
4.2.4. Resultat	58
5. Voksenrett og effekten på rekruttering til og gjennomføring av videregående utdanning.	63
5.1 Innledning	63
5.2 Utdanningsreformene: Lovverket og endringer over tid	64
5.3 Data og beskrivende statistikk	66
5.4 Evalueringsopplegg for effekten av voksenrett	70
5.4.1 FF-metoden	71
5.4.2 Forløpanalyse	80
6. Oppsummering og konklusjon	85
Referanser	89
Appendiks	93

1. Innledning

Denne rapporten presenterer forskningsresultater fra prosjektet ”analyse av kvalifiserings- og opplæringstiltak i regi av Aetat”, utført på oppdrag fra Kunnskapsdepartementet og Arbeids- og inkluderingsdepartementet (NLref:2005-01895). Prosjektet er et samarbeid mellom Frischsenteret og Institutt for samfunnsforskning. Prosjektet er basert på statistiske analyser av individdata hentet fra administrative registre for perioden 1993-2003, og benytter de best tilgjengelige metoder for å evaluere kvalifiserings- og opplæringstiltak i Norge.

1.1 Kvalifiserings- og opplæringstiltak i Norge

Kvalifiserings- og opplæringstiltak i regi av Aetat er et supplement til det ordinære utdanningssystemet. Tiltakene retter seg mot arbeidssøkere med behov for kvalifisering for å styrke sine muligheter i arbeidsmarkedet. Omfanget og innretningen av tiltakene har variert sterkt over tid, dels som følge av endrede politiske prioriteringer, og dels som følge av tilpasninger til konjunktursituasjon på arbeidsmarkedet. Siden midten av 1990-tallet har det funnet sted en markert nedtrapping i bruken av både opplæring og arbeidspraksis for ordinære arbeidssøkere, mens det har vært en markert økning i bruken av disse tiltakene for yrkeshemmede. I hele perioden fra tidlig på 1990-tallet har arbeidsmarkedskurs/arbeidsmarkedsopplæring (AMO) vært det sentrale kvalifiserings- og opplæringstiltaket for ordinære arbeidssøkere. Men innholdet i AMO er endret, med mindre vekt på langvarige kurs (med innhold som tidligere kunne grense opp mot videregående utdanning), og mer vekt på korte yrkesrettede kurs. For arbeidssøkere under attføring (yrkeshemmede) har ordinær utdanning hele tiden vært et viktig kvalifiseringstiltak.

Kvalifiserings- og opplæringstiltak har som formål å tilføre deltagere kompetanse som etterspørres i arbeidsmarked. Dette gjøres i praksis ved ulike former for klasseromundervisning og praktisk opplæring i arbeidslivet. Innhold og omfang av kvalifiserings- og opplæringstiltak søkes til enhver tid tilpasset utviklingen på

arbeidsmarkedet. Ved økende arbeidsløshet økes normalt også omfanget av tiltak. På den måten søker man å forebygge at vanskelige forhold på arbeidsmarkedet gir opphav til for mye (passiv) langtidsledighet. Dette kan dels bidra til å øke effektiviteten i allokeringen av ledige arbeidere til ledige jobber, og dels til opprettholde jobbsøkeres kompetanse og pågangsmot inntil forholdene på arbeidsmarkedet forbedres. På den måten kan man muligens avverge negative ettervirkninger av perioder med lav etterspørsel etter arbeidskraft. I tillegg kan kvalifiserings- og opplæringstiltak gi en spore til generell kompetanseoppheving ved at deltagere motiveres for å kvalifisere seg videre. Kvalifiserings- og opplæringstiltak har også en direkte velferds- og fordelingseffekt ved at de i selve tiltaksperioden gir inntekt i form av kursstønad til personer som ellers ikke ville hatt arbeidsinntekt og som kanskje heller ikke har rett til dagpenger under arbeidsløshet.

I denne rapporten skilles det mellom tiltak som er rettet mot ordinære arbeidssøkere og tiltak som er rettet mot yrkeshemmede. Gruppen ordinære arbeidssøkere består av arbeidssøkere som anses "formidlingsklare". Det viktigste tiltaket for denne gruppen er arbeidsmarkedsopplæring (AMO), hovedsaklig i form av klasseromundervisning. Gruppen yrkeshemmede omfatter arbeidssøkere som på grunn av fysisk, psykisk eller sosial funksjonshemming har vansker med å få arbeid. Dette er personer som vurderes av Aetat med sikte på yrkesmessig attføring eller som er i et attføringstiltak. I utgangspunkt har yrkeshemmede vært gjennom en lang attføringsperiode før de eventuelt deltar på tiltak. Hovedmålsettingen med opplæringstiltak for yrkeshemmede er å hjelpe deltagerne å komme tilbake til aktiv deltagelse i arbeidslivet. AMO og skolegang er de meste brukte opplæringstiltakene for yrkeshemmede.

Hvem som faktisk deltar i arbeidsmarkedstiltak bestemmes gjennom både administrativ seleksjon og selvseleksjon. Den administrative seleksjonen styres av politiske myndigheter, Aetat og av kursarrangører. Politiske myndigheter har normalt definert visse grupper som særlig prioritert for tiltak, slik som ungdom og innvandrere med liten eller ingen arbeidserfaring. Slike prioriteringer gir opphav til en seleksjonsprosess som særlig styres av behov for bistand. I tillegg er det grunn til å anta at saksbehandlere og

kursarrangører vil være opptatt av å tilby plass til personer som antas å ha særlig stort utbytte av tiltak. Slike prioriteringer gir opphav til en seleksjonsprosess som styres av de forventede effektenes størrelse. Men den administrative seleksjonen kan også ta form av såkalt ”fløteskumming”, der det ikke er behov eller forventet effekt som styrer seleksjonen, men snarere de potensielle deltagernes forventede suksess i arbeidsmarkedet (med eller uten tiltak). Tildeling av tiltaksplass vil i noen grad også bli brukt for å gi inntektssikring til personer som ikke har dagpengerettigheter eller som er i ferd med å miste disse rettighetene. For opplæringstiltak for yrkeshemmede er det enda mer seleksjon med hensyn på hvem får delta på tiltak. Dette gjelder spesielt de som deltar på skolegangstiltak på videregående utdanning, hvor fullføring av grunnskole, men ikke videregående skole, er en viktig forutsetning for deltagelse. Faktisk deltagelse avhenger ikke bare administrative prioriteringer, men også av de potensielle deltagernes egne preferanser. Tiltaksdeltagelse er frivillig, men deltagelse vil ofte bli stilt som betingelse for utbetaling av dagpenger/kursstøtte. Dermed vil selvseleksjonen både bli styrt av de potensielle deltagernes antagelser om tiltaksutbytte og av deres behov for ytelser til livsopphold.

Kunnskap om rekruttering til kvalifiserings- og opplæringstiltak er viktig av flere grunner: Kunnskap om rekruttering er viktig som grunnlag for å innrette politikken og forvaltningen av tiltak slik at man kan nå fram til prioriterte målgrupper for opplæringstiltak. Det er også viktig å få fram kunnskap om faktorer som bestemmer deltagelse. Seleksjonen i denne forstand forstås som en systematisk måte å skille deltagere fra resten av målgruppen for tiltak. Ved forekomst av ikke-tilfeldig seleksjon vil man få en tiltaksdeltakergruppe som er systematisk forskjellig fra ikke-deltagere, hvilket innebærer at direkte sammenligning av utfall for deltagere og ikke-deltagere vil gi et feilaktig bilde av eventuelle tiltakseffekter. Analyse av effekter av kvalifiserings- og opplæringstiltak forutsetter derfor at vi har en veldefinert målgruppe for tiltaksdeltagere, og at vi har kunnskap om den prosessen som gjør at noen av målgruppens medlemmer deltar på tiltak, mens andre ikke gjør det. Vi trenger med andre ord en deltagergruppe og en kontrollgruppe.

Sett fra et utdanningspolitisk perspektiv er kvalifiserings- og opplæringstiltak viktige supplement til ordinær utdanning. Det er i denne sammenheng av interesse å studere hvordan retten til videregående utdanning påvirker deltagelse og eventuell effekt av kvalifiserings- og opplæringstiltak. Rett til opplæring etter opplæringsloven og tidligere etter lov om videregående opplæring, samt den såkalte Ungdomsgarantien (fra 1979 for ungdom under 20 år, og i perioden 1995-98 også for ungdom 20-24 år), må antas å være av betydning for rekruttering til kvalifiserings- og opplæringstiltak i regi av Aetat. Ved Reform 94 fikk all ungdom rett til videregående opplæring i løpet av 4 år etter fullført grunnskole. Seinere, i den nye opplæringsloven, ble dette utvidet til 5 år (6 år dersom opplæringen blir gitt i bedrift). Denne retten kan vi kalle *ungdomsretten*. For å øke kompetansen blant voksne arbeidstakere ble denne retten i den nye opplæringsloven utvidet til å gjelde alle personer født før 1978 (gyldig fra skoleåret 2000/2001). Alle personer født før 1978 med fullført grunnskole har – etter søknad – rett til gratis videregående opplæring. Det første året gjaldt denne retten personer som var 23 år eller eldre, året etter gjaldt den for personer 24 år og eldre, osv. Denne retten kan vi kalle *voksenretten*. De som faller imellom ungdoms- og voksenretten - dvs de som har hatt ungdomsrett, men ikke benyttet seg av den innen fristen - har ikke lenger lovfestet rett til gratis videregående opplæring.

Både AMO og kvalifiseringstiltak tiltak for yrkeshemmede har vært evaluert før. Raaum, Røed og Torp (2002) gir en oversikt over den nokså omfattende litteraturen som finnes vedrørende evaluering av ordinære arbeidsmarkedstiltak, både nasjonalt og internasjonalt. Raaum, Torp og Zhang (2000a) har analysert effekter av AMO for ordinære arbeidsledige, og spesielt undersøkt hvordan disse avhenger av konjunkturforholdene. Deltagelse på AMO har ifølge deres resultater en positiv effekt på deltagerens senere arbeidsinntekter. Raaum, Torp og Zhang (2000b) har i tillegg gjennomført en nytte-kostnads-analyse, som konkluderer med at det for mange grupper deltagere (men ikke for alle) er slik at de positive tiltakseffektene mer enn oppveier kostnadene. Røed, Torp, Tuveng og Zhang (2000) har spesielt studert rekruttering og seleksjon til tiltaksdeltagelse, både ved hjelp av registerdata og intervjuundersøkelser (med saksbehandlere på arbeidskontorene). Viktige konklusjoner er at det er positiv seleksjon til AMO for

ordinære arbeidssøkere, dvs at deltagere på disse tiltakene ville hatt letter for å få jobb enn ikke-deltagere også uten selve AMO tiltaket. Litteratur som sikter mot evaluering av attføringstiltak er mer beskjeden, særlig når det gjelder kvantitative registerbaserte analyser. Et eksempel på en slik analyse på norske data finnes i Aakvik, Heckman og Vytlačil (2005). Møller (2005) har også fokusert på tiltak for yrkeshemmede.

1.2 Aktuelle evalueringsmetoder

Vi gir i dette avsnittet en kortfattet presentasjon av de evalueringsmetodene som benyttes i denne rapporten. Men først vil vi klargjøre noen viktige begreper. Begrepet "effekt" er knyttet til en kausal endring i et eller flere "utfall" som direkte følge av deltagelse på et "tiltak". Det kan være flere mulige "effekter", både avhengig av hva slags utfall man ønsker å se på og av hva man ønsker å sammenligne med. Enkelte studier har brukt arbeidsinntekt, eller lønn som utfallsvariabler (Raaum, Torp and Zhang (2000a)). Man ønsker da å sammenligne den inntekt som oppnås en tid etter tiltaksdeltagelse med den inntekt deltageren ville ha oppnådd uten denne tiltaksdeltagelsen. Et alternativt effektmål bygger på sammenligning av sysselsettingssannsynligheter. Man ønsker da å finne hvor stor endring det er i sannsynligheten for å være i arbeid som følge av tiltaksdeltagelsen. I Norge legges det svært stor vekt på tiltakenes målsetting om å hjelpe deltakere til å komme i jobb. Ut fra en slik prioritering er det nærliggende å benytte jobbsannsynlighet som det viktigste suksesskriteriet for arbeidsmarkedstiltakene.

Ideelt sett skulle vi naturligvis ha sammenlignet utfall for deltagelse og ikke-deltagelse for de samme individene. Siden ingen kan være både deltager og ikke-deltager på samme tid er dette åpenbart umulig. Derfor må vi i praksis sammenligne gruppen deltakere med en gruppe ikke-deltakere som består av andre personer. En viktig forutsetning for sammenlignbarhet er da at medlemmene i gruppen ikke-deltagere skal ha hatt samme sannsynlighet for deltagelse som gruppen deltagere, dvs. at det er rene tilfeldigheter som gjorde at noen ble deltagere, mens andre ble ikke-deltagere. Innenfor naturvitenskapelige fag er det mer vanlig å bruke ekte eksperimenter, der forskere kan foreta kontrollert randomisering av faktisk deltagelse, og deretter med trygghet tolke forskjellen mellom behandlingsgruppe og kontrollgruppe som utslag av kausal effekter. I evalueringen av

arbeidsmarkedstiltak har vi ikke tilgang til kontrollerte eksperimenter. Et sentralt problem tilknyttet alle evalueringsstudier er da den såkalt seleksjonsskjevhet. Dette innebærer at deltagergruppen har andre egenskaper enn ikke-deltagergruppen. Ved å sammenligne utfallet basert på slike ikke-sammenlignbar grupper, vil estimerer på kausale effekter av tiltak bli preget av seleksjonsskjevhet. Så lenge forskjeller i gruppe-sammensetning kan "avdekkes" på basis av observerte kjennetegn (slik som alder, kjønn, yrkeserfaring, bosted osv.) kan problemet løses ved bruk av kontrollvariabler. Men når seleksjonen skyldes uobserverte forhold (slik som motivasjon, kognitive ferdigheter) er ikke dette mulig.

Når vi ikke har mulighet til å foreta kontrollerte eksperimenter, må vi ta i bruk statistiske metoder for å takle seleksjonsproblemet så godt det lar seg gjøre. Det har vært flom av metodeutvikling i litteraturen. En av de vanligste og viktigste metodene er såkalt "matching", som ble lansert av Rubin (1973, 1974, 1977), Rosenbaum og Rubin (1983), Heckman, Ichimura og Todd (1998), og senere benyttet spesielt for evaluering av arbeidsmarkedstiltak av Lechner (2002a, 2002b). Matching sikter på å finne den sammenligningsgruppen som er mest sammenlignbar med tiltaksgruppen når det gjelder observerte individkjennetegn. Bare deltagere som det er mulig å finne tilstrekkelig sammenlignbare ikke-deltagere til kan brukes i analysen. Ved å finne riktige sammenligningsgruppe for tiltaksdeltagere, kan vi ved å se på forskjeller i utfall kvantifisere de kausale effekten av tiltaksdeltagelse.

Det finnes flere matching-metoder som blir anvendt på tiltaksevaluering. En av de meste brukte i de siste årene er såkalt propensity-score-matching. Istedenfor å matche på de observerte kjennetegnene direkte, estimeres det med denne metoden først en sannsynlighetsmodell, hvor alle tilgjengelige og relevante individkjennetegn blir brukt til å estimere en sannsynlighet (propensity score) for å delta på tiltak for både faktiske deltagere og ikke deltagere. Deretter matches hver deltager med en ikke-deltager basert på den estimert sannsynlighet for å delta på tiltak. Ved å matche på propensity score, kan man effektivt kontrollere for en stor mengde av observerbare kjennetegn. I kapittel 4.2 i

denne rapporten har vi brukt propensity-score-matching til å studere effekter av opplæringstiltak for yrkeshemmede.

Forskjell-i-forskjell, eller FF-metoden, er en enkel ikke-parametrisk metode som etterligner et naturlig eksperiment. Den er særlig egnet for å evaluere virkninger av reformer. Ideen ved FF-metode er å sammenligne utfall for en gruppe personer før og etter iverksettelsen av det tiltaket/reformen som ønskes evaluert. I kapittel 5 ser vi nærmere på virkningen av ”voksenrett” til videregående utdanning ved bruk av en FF-metode.

Forløpanalyse har vært en populær verktøy i analyse av arbeidsmarkedsdynamikk. I de siste årene har det vært mye utvikling i bruk av forløpsanalyse til bruk i evalueringsstudier. I forløpanalyse følger man for eksempel utvikling av ledighetsforløp inntil en eller annen overgang finner sted. Tiltaksdeltagelse kan modelleres som en hendelse i selve ledighetsforløpet, og effekten modelleres som en (tidsvarierende) faktor som kan påvirke sannsynlighet for å foreta diverse overganger, f.eks. til jobb. Ved å estimere tiltaksdeltagelse simultant med andre aktuelle overganger får man da (under visse antagelser) forventningsrette estimer for de kausale effektene av tiltak, se Abbring og Van den Berg (2003). Fordelene med bruk av forløpsanalyse i tiltaksevaluering er mange. For det første, ved å modellere tiltaksdeltagelse som et kovariat som påvirker overgangssannsynligheter, kan vi estimere effektene av tiltak dynamisk. Dette kan gjøres ved å samspille tiltakseffektene med tiltakets progresjon, slik at vi kan anslå effekten både mens tiltak pågår, og etter at tiltaket er avsluttet. For det andre har forløpmodellen innebygd en mekanisme for kontroll for uobserverte individkjennetegn. Sist, men ikke minst, kan vi modellere deltagelse på tiltak eksplisitt i forløpmodellen. Dette kan gjøres ved å definere tiltaksdeltagelse som en egen overgang, og estimere seleksjonen inn i disse tiltakene på linje med andre overganger. Opplegget kan lett utvides til å analysere flere ulike typer tiltak simultant. Raaum og Røed (2006), Zhang (2003b), Lalive et al (2002) er eksempler på anvendelse av forløpanalyse for å evaluere arbeidsmarkedstiltak. Gaure, Røed and Zhang (2005) har ved hjelp av Monte Carlo analyser (analyser på ”kunstige” data) vist at metoden er egnet til å avsløre de sanne tiltakseffektene uansett hvordan den

uobserverte heterogeniteten er fordelt i populasjonen (så lenge modellen er riktig spesifisert bortsett fra fraværet av direkte kontroll for uobservert heterogenitet).

1.3 Disposisjon av denne rapporten

Dette prosjektet tar sikte på å framskaffe kunnskap om kvalifiserings- og opplæringstiltak både for ordinære arbeidssøkere og yrkeshemmede. Disse gruppene er såpass forskjellige at vi anser det som mest hensiktsmessig å gjennomføre separate analyser tilpasset hver av målgruppene.

Resten av rapporten er organisert slik: kapittel 2 gir en oversikt over datagrunnlag og inndeling av tiltakstyper. Kapittel 3 analyserer omfang og fordeling av opplæringstiltak for både ordinære arbeidssøkere og yrkeshemmede. Kapittel 4 analyserer effekter av kvalifiserings- og opplæringstiltak. Dette kapitlet er delt i to; kapittel 4.1 inneholder en effektsevaluering av tiltak for ordinære arbeidssøkere gjennomført ved forløpanalyse, kapittel 4.2. inneholder en tilsvarende effektevaluering av tiltak for yrkeshemmede, gjennomført ved matching-metoden. Kapittel 5 fokuserer på voksenopplæring, og analyserer effekter av voksenrett ved hjelp av FF-metoden og forløpsanalyse. Kapittel 6 oppsummerer de viktigste konklusjonene.

2. Datagrunnlag

Frischsenteret har over flere år arbeidet med å utvikle systemer for kobling av individdata fra ulike administrative registre for forskningsformål. Grunnlaget for analysene i denne rapporten er data hentet fra administrative registre i ulike offentlige etater, innsamlet av Statistisk sentralbyrå og deretter utlevert til Frischsenteret. Blant de viktigste er Aetats SOFA-register (ARENA) som inneholder komplett ledighetshistorie for alle individer i Norge 1989-2004. Vi har også benyttet data fra Arbeidstakerregisteret, Lønns- og trekkoppgaveregisteret, Trygderegisteret, Utdanningsregisteret og Det sentrale personregisteret. For perioden 1994-2003 har vi tilnærmet komplette data.

For analysene av kvalifiserings- og opplæringstiltak har vi etablert en database som omfatter alle personer registrert i Aetats SOFA-register (ARENA) som helt ledige eller som deltakere på arbeidsmarkedstiltak (inklusive attføringstiltak). For disse personene har vi opplysninger om alder, kjønn, arbeidsmarkedsstatus, utdanning, trygd, og lønn for perioden 1993-2003.

Vi bruker informasjon fra SOFA-registeret som utgangspunkt for uttak av observasjoner som skal være med i analysene. SOFA-registerets tilstandskjennetegn er månedsbasert (ledighetsstatus ved utgangen av hver måned), og dette har vært styrende for analyseopplegget. For hvert individ i SOFA-registeret, kobler vi informasjon hentet fra de andre registrene, slik at vi for eksempel kan identifisere en overgang fra ledighet (eller tiltak) i den ene måneden til utdanning eller lønnsarbeid i neste måned. Fra denne basen trekker vi ulike utvalg av personer som varierer med hensyn til f.eks. aldersgruppe og tidsrom, avhengig av hvordan tiltaks- og kontrollgruppene defineres.

I SOFA-registeret, oppgis en separat kode for hver tiltakstype. Som grunnlag for deskriptiv og statistisk analyse har det vært nødvendig å foreta en aggregering av de mange tiltakstypene som har eksistert i analyseperioden til noen hovedgrupper. Det er i denne forbindelse også nødvendige å avklare hvilke typer tiltak som skal anses å falle inn under gruppen kvalifiserings- og opplæringstiltak. For ordinære arbeidssøkere har vi

valgt å fokusere på arbeidsmarkedsopplæringstiltak (AMO). For yrkeshemmede har vi valgt å fokusere på både arbeidsmarkedsopplæringstiltak (AMO) og skolegang. En viktig del av opplæringstiltak for yrkeshemmede er ordinær skolegang, som er finansiert av trygdekontoret.

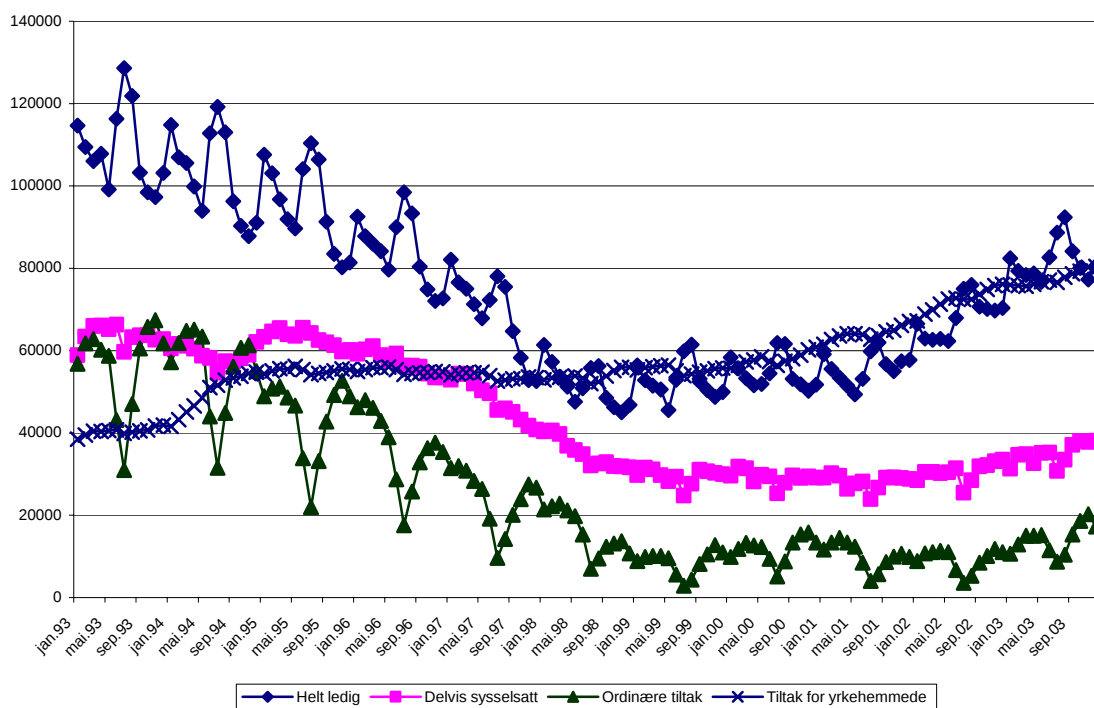
Selv om vi i denne rapporten fokuserer på kvalifiserings- og opplæringstiltak, har vi også med noe statistikk/resultater knyttet til bruken av andre tiltak. For ordinære arbeidssøkere har vi i tillegg til gruppen kvalifiserings- og opplæringstiltak delt inn tiltakene i 5 grupper: arbeidspraksis, lønnstilskudd, midlertidig sysselsetting, jobbklubb, andre. For yrkeshemmede, har vi tilsvarende definert 6 tiltaksgrupper: arbeidspraksis, lønnstilskudd, midlertidig sysselsetting, i vente- eller kartleggingsfase, jobbklubb, andre. Det gis en komplett oversikt over gruppering av tiltakene i Appendiks.

For å finne ut hvordan det går med tiltaksdeltakerne etter at tiltakene er avsluttet (utfall) har vi benyttet arbeidstakerregister, trygderegister og utdanningsregister. Disse registrene gir mulighet for evaluering av tiltakseffekter, f.eks. i form av senere sysselsettingstilbøyelighet eller trygdeavhengighet. For forskjellige deler av analysen har vi brukt ulike datakilder og analyseperioder, ut fra tilgjengelighet av informasjon og kvalitet av data. Selv om vi har til rådighet et omfattende datamateriale, er det viktig å understreke at kvaliteten på registrene varierer. Vi gjør oppmerksom på at vi har funnet noe underrapportering i utdanningsregisteret for voksne som tar videregående utdanning som er støttet av Aetat. Det vil si at selv om vi har oppdaget i SOFA-registeret at enkelte deltar på tiltak (som f.eks. i skolegang), finner vi ikke tilsvarende opplysninger i utdanningsregisteret. Vi har derfor brukt flere kilder for å identifisere utdanning og kurs som er finansiert av Aetat og Trygdeetaten.

3. Omfang og fordeling av kvalifiserings- og opplæringstiltak

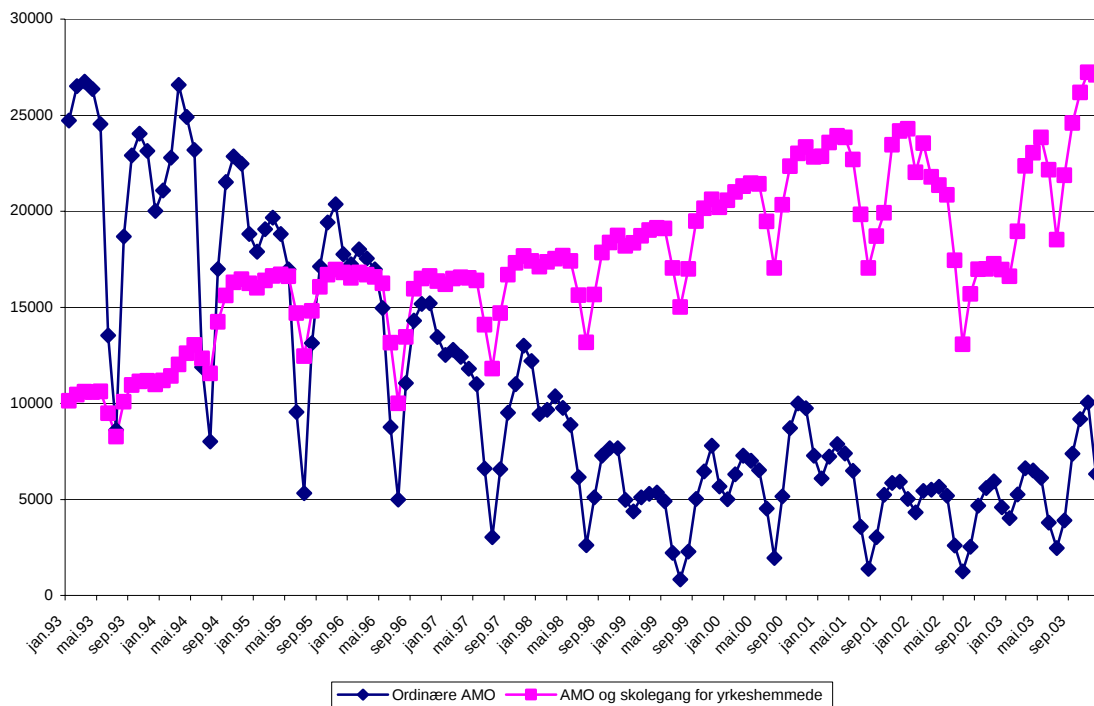
Norge opplevde en lav konjunkturperiode i slutten av 80-tallet og fram til tidlig på 1990-tallet. Arbeidsledigheten nådde en topp i 1993, hvorefter ledigheten falt relativt kraftig utover i 1990-årene. Mot slutten av 1990-tallet og begynnelsen av 2000-tallet ble det igjen en økning av ledigheten. Figur 1 viser utvikling av total ledighet og tiltaksomfang i Norge fra 1993 til 2003. For ordinære arbeidssøkere har det vært en klar tendens til at det samlede tiltaksomfanget følger konjunkturmønsteret i den totale ledigheten. Et viktig unntak fra denne utviklingen har funnet sted etter år 2000, da antallet helt ledig økte markert, uten at tiltaksomfanget ble trappet opp tilsvarende. Omfanget av tiltak for yrkeshemmede er langt mindre konjunkturfølsomt. På dette området har det vært en jevn økning over tid, fra ca 40000 deltakelse i begynnelsen av 1993 til 80000 10 år senere.

Figur 1: utvikling av total ledighet i Norge, 1993-2003.



Figur 2 viser utviklingen av deltakelse på opplæringstiltak for både ordinære arbeidsledige og yrkeshemmede. Deltakelse på AMO for ordinære jobbsøkere har falt kraftig, fra en topp på ca 25000 i 1993 til rundt 5000 mot slutten av 2003. Samtidig har deltakelse på opplæringstiltak for yrkeshemmede økt jevnt og trutt, fra ca 10000 i begynnelsen av 1993 til ca 27000 mot slutten av 2003.

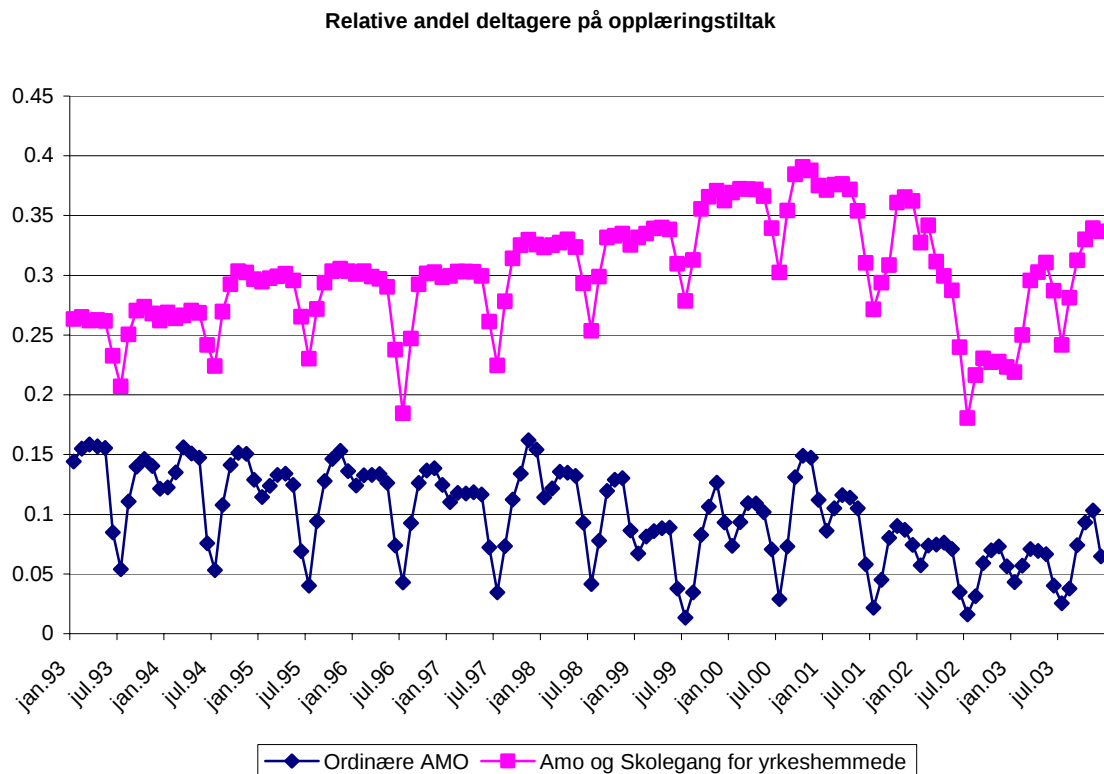
Figur 2: Opplæringstiltak for ordinære ledig og yrkeshemmede.



Mens omfanget av tiltaksdeltakelse for ordinære arbeidssøkere i stor grad styres av antallet arbeidsledige personer, kan det se ut til at tiltaksomfanget for yrkeshemmede er mer eller mindre "frikoblet" fra konjunkturutviklingen. Den sterke økningen i tiltak for yrkeshemmede reflekterer økende bekymring for utstøting fra arbeidslivet, og en stadig sterkere vektlegging av at yrkesrettet attføring skal forsøkes for det eventuelt innvilges uføretrygd. De siste årenes nedgang i bruken av tiltak for ordinære arbeidssøkere (som andel av det totale antall ledige) representerer også en justering av politiske prioriteringer.

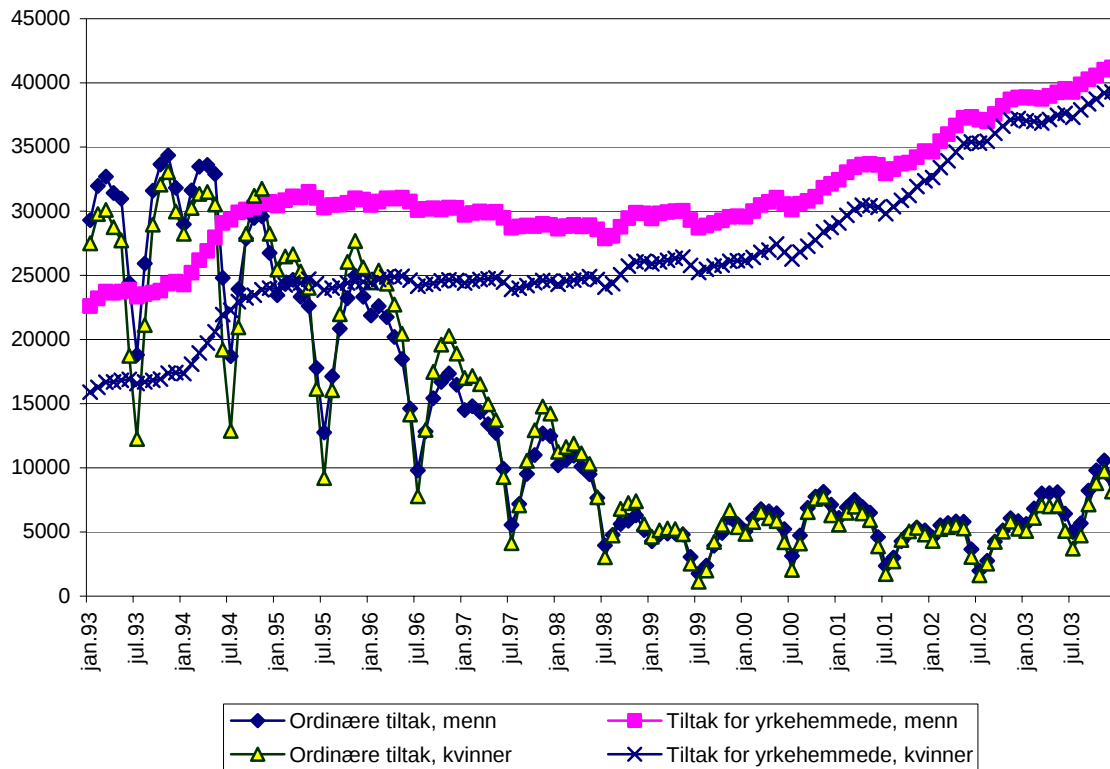
Andelen av tiltakene som er innrettet mot kvalifisering og opplæring har vært relativt stabil over tid, med et svakt fall for ordinære arbeidssøkere, og en viss stigning for yrkeshemmede (med unntak av slutten av perioden. Dette er nærmere beskrevet i Figur 3.

Figur 3: Relative andel deltagere på opplæringstiltak



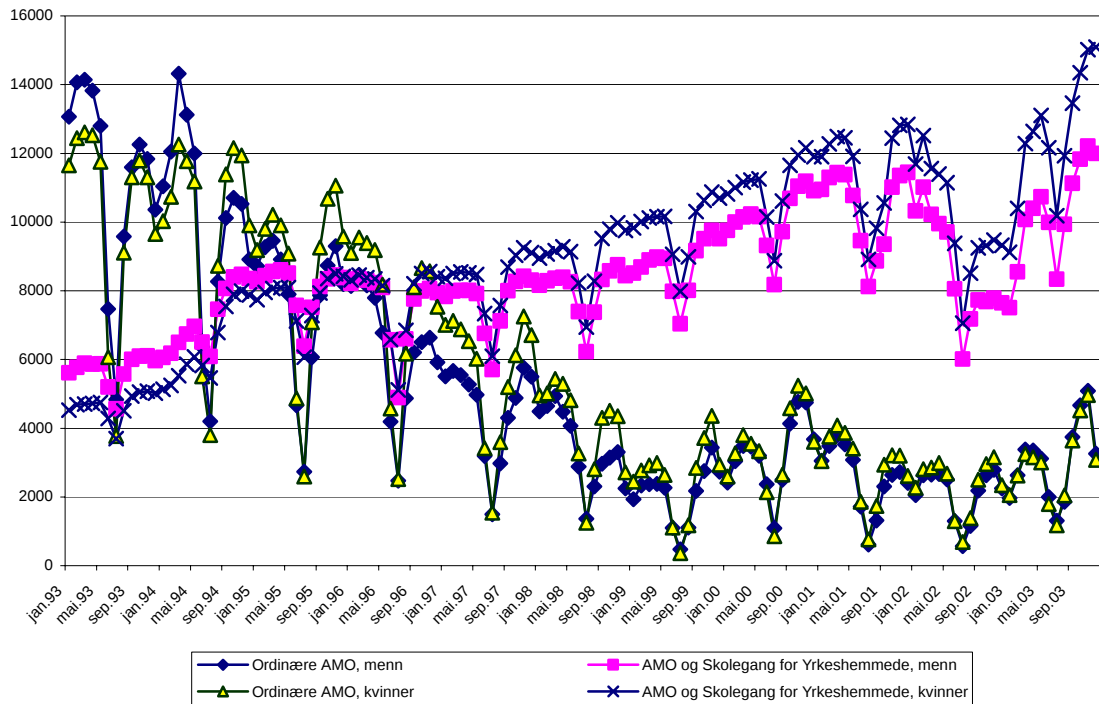
Figur 4 viser absolutte tall for tiltaksdeltakelse etter kjønn, fra 1993 til 2003. Vi ser at det ikke er stor forskjell mellom kvinner og menn når det gjelder deltakelse på ordinære arbeidsmarkedstiltak. Men for tiltak rettet mot yrkeshemmede har det vært flere mannlige enn kvinnelige deltakere gjennom hele perioden. Forskjellen er imidlertid blitt mindre år for år, og mot slutten av 2003 er det nesten like mange kvinner som menn som er med på attføringstiltak.

Figur 4: Deltagere på alle typer tiltak etter kjønn.



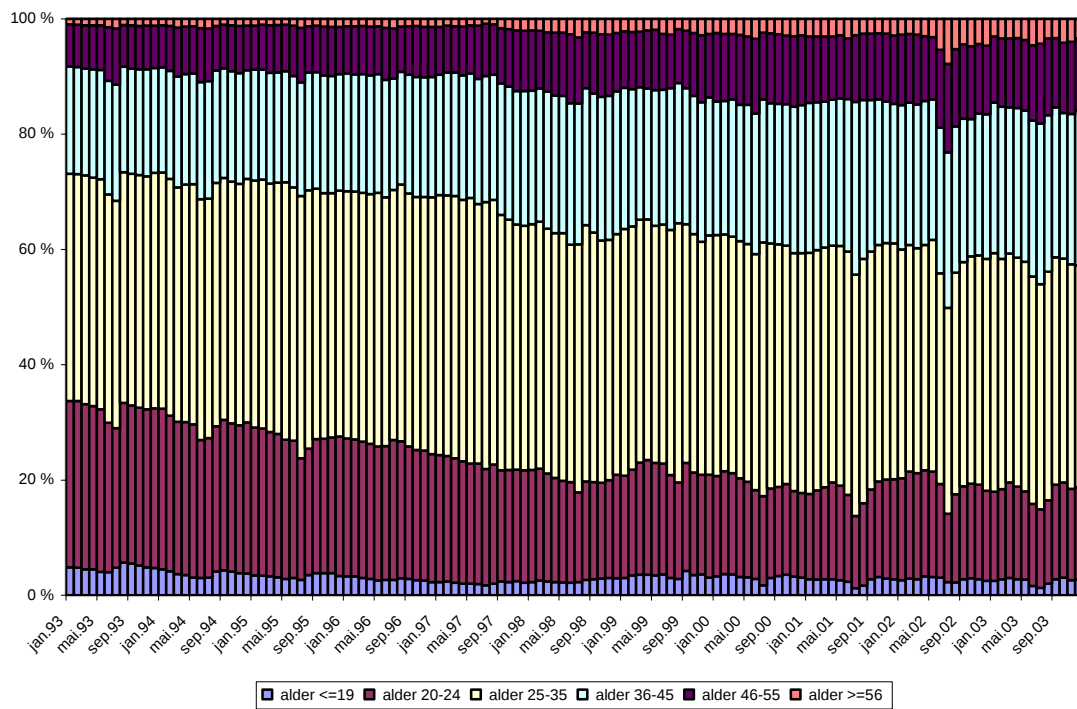
Blant deltakere på kvalifiserings- og opplæringstiltak er kvinnene noe sterkere representert, se Figur 5. Dette gjelder både tiltak for ordinære arbeidsledige og for yrkeshemmede. I begynnelsen av perioden var det riktignok flere menn enn kvinner som deltok på kvalifiserings- og opplæringstiltak både for ordinære arbeidsledige og for yrkeshemmede. Men dette snudde i løpet av 1990-årene, og i 2003 var det klart flere yrkeshemmede kvinner enn menn som deltok i kvalifiserings- og opplæringstiltak. For ordinære arbeidssøkere var tiltaksomfanget da blitt omtrent det samme for kvinner og menn.

Figur 5: Deltagere på opplæringstiltak etter kjønn.

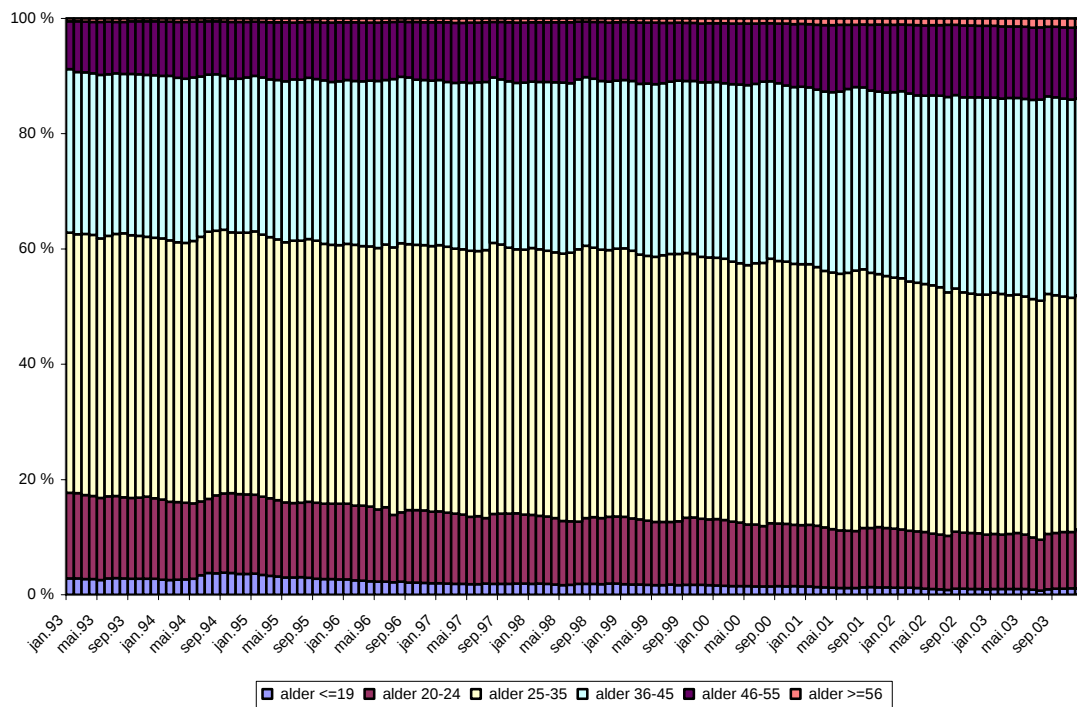


For å illustrere deltakernes alderssammensetning har vi delt dem inn i 6 aldersgrupper: yngre enn 20 år, 20 til 24 år, 25 til 35 år, 36 til 45 år, 46 til 55 år, og eldre enn 55 år. Fordeling av deltakelse på AMO for ordinære arbeidssøkere etter alder er vist i Figur 6. Det først vi observerer er at andelen yngre deltakere har falt relativt markert, spesielt aldergruppen 20-24 år. Dette motsvares av en økning i deltakelse av personer over 35 år. Samme tendens finnes også ved deltakelse på kvalifiserings- og opplæringstiltak for yrkeshemmede, se Figur 7. Vi observerer igjen en fallende andel av unge deltakere og en litt voksende andel av eldre.

Figur 6: Deltagere på ordinære AMO etter alder.

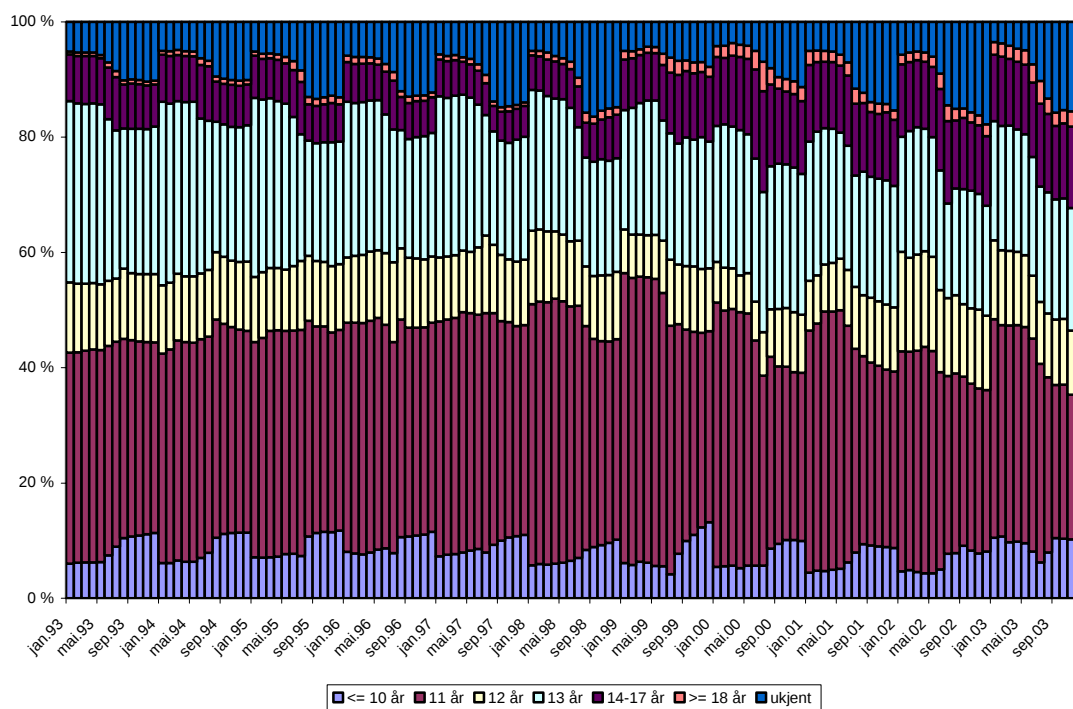


Figur 7: Deltagere på AMO og Skolegang for yrkeshemmede etter alder.

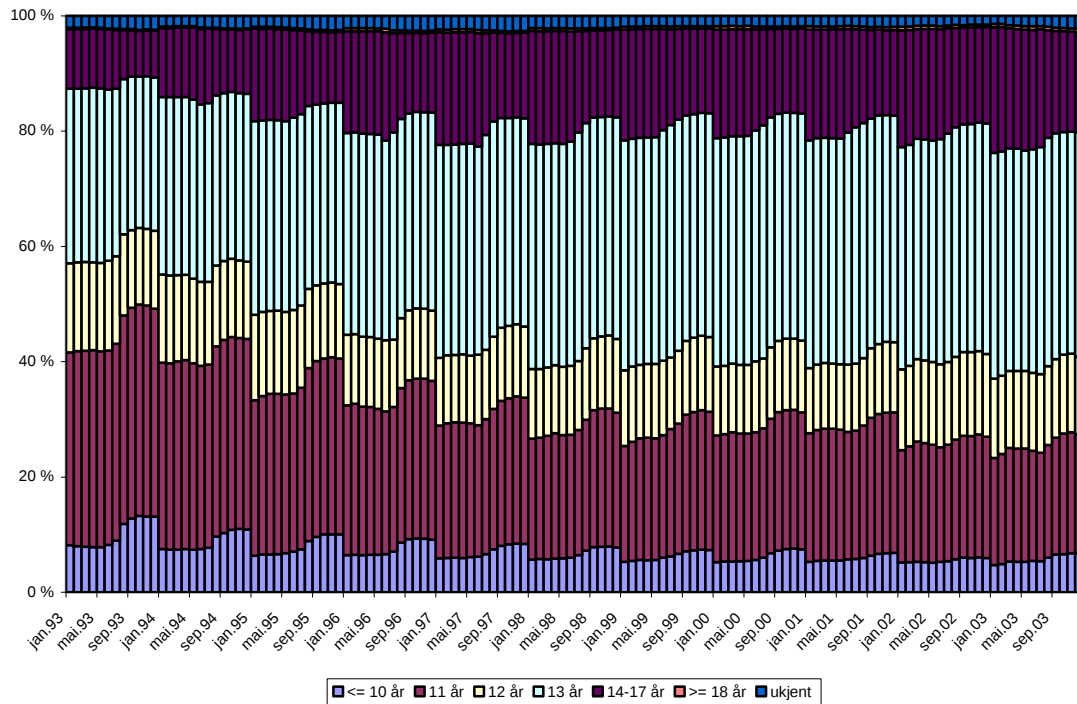


Vi ser videre på fordeling av deltakelse på kvalifiserings- og opplæringstiltak etter utdanningsnivå. Vi definerer følgende 7 utdanningsgrupper etter NUS 2000: grunnskole (mindre enn eller lik 10 års utdanning); videregående skole ett år (11 år), videregående to år (12 år); videregående tre år (13 år); høyskole og universitet (14-17 år); høyere utdanning (lengre enn 17 år); ukjent. Figur 8 og Figur 9 viser utdanningsfordeling for deltakere både på ordinære AMO og AMO og skolegang for yrkeshemmede. For ordinære AMO-deltakere ser vi at det er relativt stabil fordeling over tid, men det er noe økt andel for de som har 11 års utdanning f.o.m. 1997. Andelen faller likevel litt etter år 2000. Det er også noe fall i andelen som har fullført videregående utdanning. Det er imidlertid økt andel deltakere på AMO for personer som har høyskole og universitetsutdanning fra ca 1999. For deltakere på opplæringstiltak for yrkeshemmede, har vi observert en klar nedgang på andelen med lav utdanning. Samtidig har relative andeler for dem som har videregående utdanning og høyere utdanning økt betydelig helt fra begynnelsen av 1997.

Figur 8: Deltagere på ordinære AMO etter utdanning.

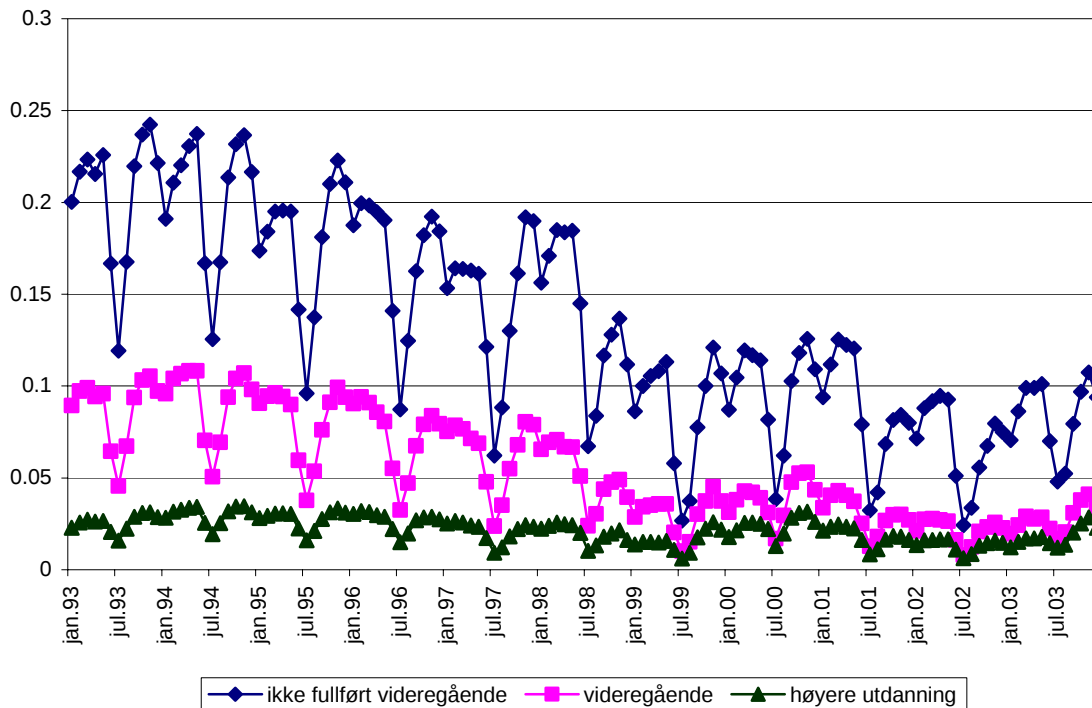


Figur 9: Deltagere på AMO og Skolegang for yrkeshemmede etter utdanning.



Utviklingen i andelen høyt utdannede deltagere på ordinære AMO-tiltak reflekterer i noen grad at denne gruppen har fått økt prioritet, relativt til andre utdanningsgrupper. Figur 10 viser utviklingen i de såkalte *tiltaksandelene* for de ulike utdanningsgruppene (dvs antall tiltaksdeltakere totalt dividert med antallet ledige i den aktuelle gruppen, inklusive deltagere på tiltak). Det er klart fallende andel tiltaksdeltagelse for de som ikke har fullført videregående utdanning. Andel deltagere på all ordinære tiltak som har videregående utdanning faller noe på 1990-tallet, men stabiliserer seg deretter. På annen side har tiltaksandelen for personer med universitetets- og høyskoleutdanning vært stabil gjennom hele analyseperioden.

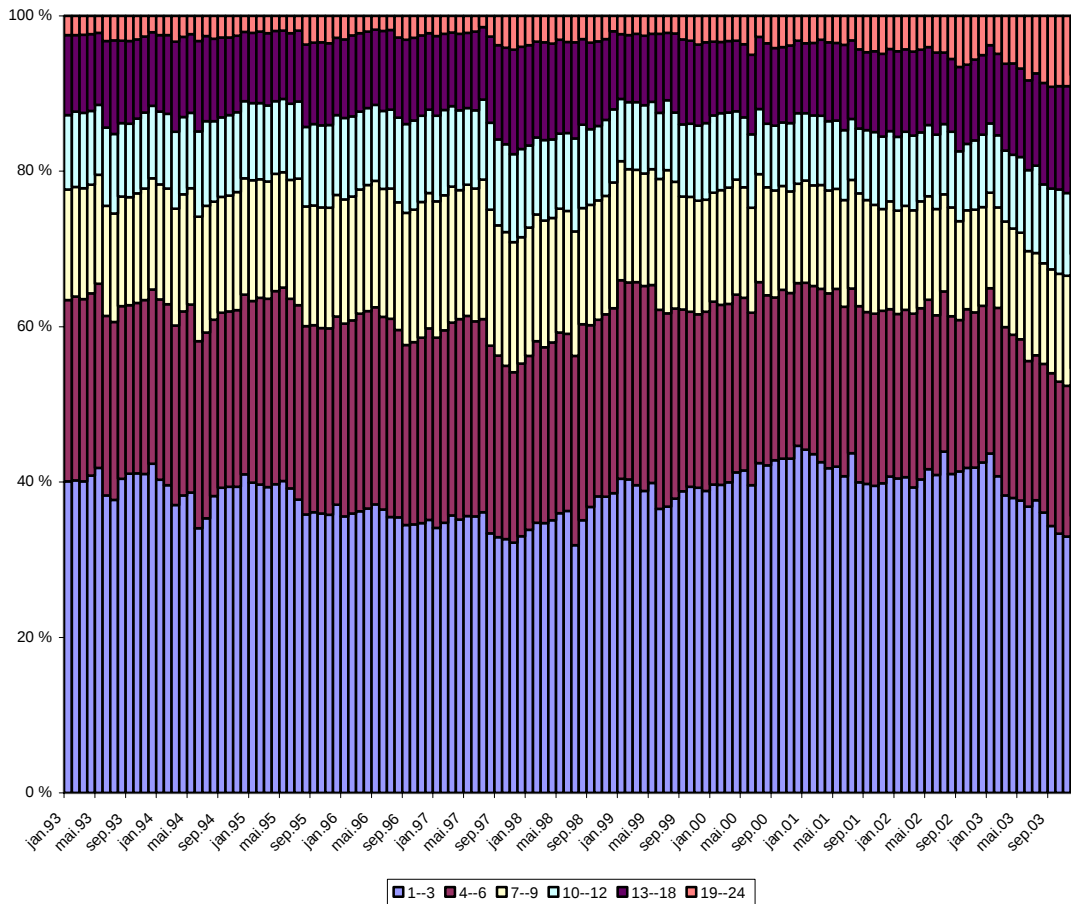
Figur 10: Total tiltaksandel etter utdanning.



Et viktig formål med arbeidsmarkedstiltak er å hindre at de langtidsledig faller ut av arbeidstyrken. Derfor er også langtidsledige en prioritert gruppe i allokeringen av knappe tiltaksressurser. Tidsbegrensninger i (passive) dagpengeytelser innebærer også at tiltaksdeltakelse kan være nødvendig som et ledd i inntektssikringen for langtidsledige. Figur 11 viser fordeling av tidligere måneder som "helt ledig" i toårsperioden rett før deltagelse på ordinære AMO-tiltak⁵. Vi ser en svak tendens til at andelen med mye ledighet bak seg stiger under konjunkturoppganger. Det har også vært en sterk økning i andelen langtidsledige deltakere de aller siste årene, ettersom tiltaksomfanget er blitt redusert og i økende grad innrettet mot nettopp denne gruppen.

⁵ For deltakere på kvalifiserings- og opplæringstiltak for yrkeshemmede, er situasjon annerledes. Yrkeshemmede vil vanligvis gå gjennom en lange periode på utredning og medisinsk behandling før eventuell deltakelse på opplæringstiltak.

Figur 11: Deltagere på ordinære AMO etter antall måneder som helt ledig.



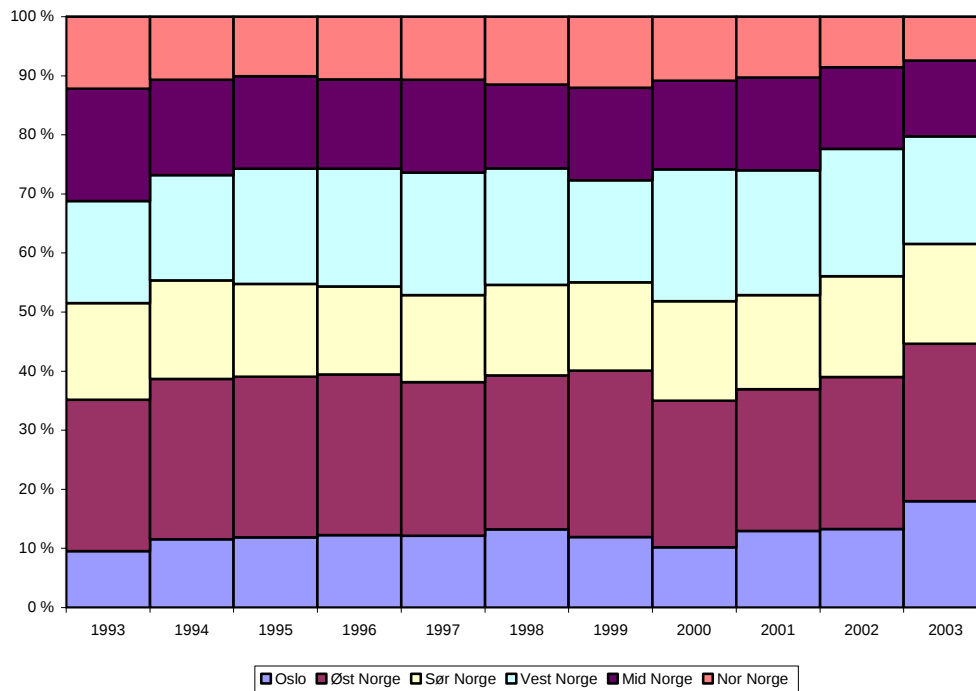
Figur 12 og Figur 13 viser den geografiske fordeling av deltakere på hhv ordinære AMO og opplæringstiltak for yrkeshemmede, inndelt etter regioner. Vi baserer oss på årgjennomsnitt og har delt Norge i følgende regioner:

- Oslo
- Øst-Norge unntatt Oslo (Østfold, Akershus, Hedmark, Oppland, Buskerud)
- Sør-Norge (Vestfold, Telemark, Aust Agder, Vest Agder)
- Vest-Norge (Rogaland, Hordaland)
- Midt-Norge (Sogn og Fjordane, Møre og Romsdalen, Sør Trøndelag, Nord Trøndelag)
- Nord-Norge (Nordland, Troms, Finnmark)

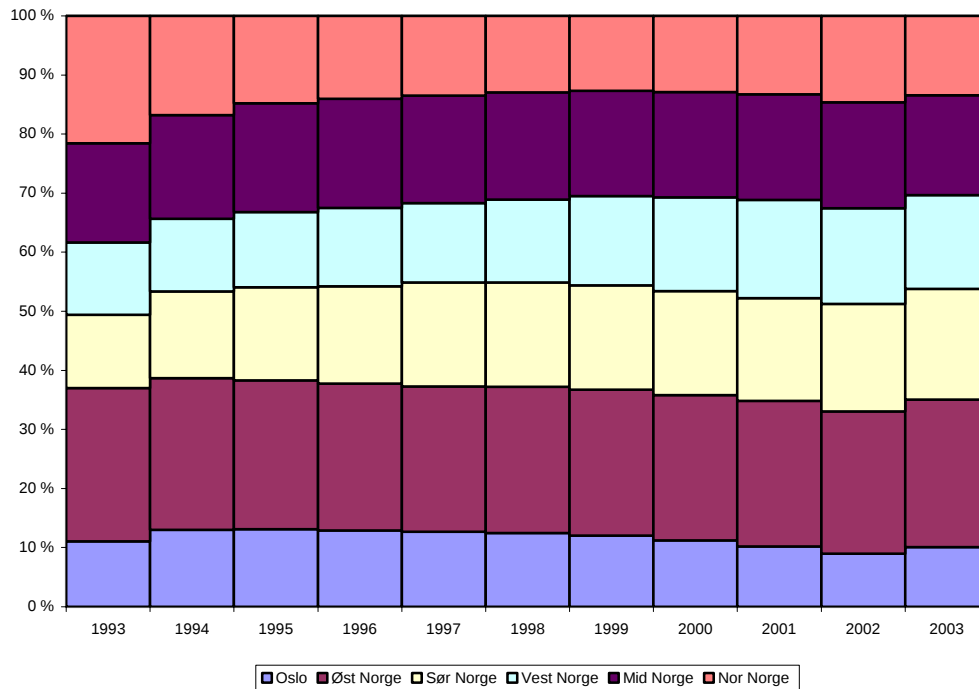
For både ordinære AMO og AMO og skolegang for yrkeshemmede, observerer vi en nedgang i andel deltakere for de nordligst fylker. For ordinære arbeidssøkere motsvares

dette av en økning i deltagelsen fra Oslo, mens det for yrkeshemmede har vært en økning i andelen deltakere fra Sør-Norge og Vest-Norge. Andeler for andre fylker har en relative stabil utvikling både for ordinære AMO og AMO og skolegang for yrkeshemmede.

Figur 12:Deltagere på ordinære AMO etter regioner.



Figur 13: Deltagere på AMO og Skolegang for yrkeshemmede etter regioner.



I den siste delen av dette kapitlet gir vi en beskrivelse av hva tiltaksdeltakere gjør henholdsvis ett, to og tre år etter tiltaksdeltakelse. Dette gjøres ved å oppgi andeler av deltakere som kan gjenfinnes i henholdsvis jobb, trygd, og utdanning. Vi tar utgangspunkt i personer som deltar på tiltak i første delen av hvert år og definerer dette som "vårkohortene" av tiltaksdeltakere i de aktuelle år. Tilsvarende definerer vi "høstkohortene". Vi understreker her at deltakernes tilstand i årene etter tiltaksdeltakelse ikke direkte kan relateres til mulige effekter kausale effekter av tiltak. Tabell 1 viser de observerte tilstandene ett, to, og tre år etter tiltaksdeltakelse for ordinære AMO deltakere (datamaterialet tillater bare dette fram til 2000-kohortene). Vi ser at noe over halvparten av deltakere på ordinære AMO-tiltak er i jobb ett år etter deltakelse på tiltak. Andelen stiger noe de neste to årene. Dette gjelder både for vår- og høstkohorter. Andel som mottar trygd er omlag 12-15 prosent.

For deltakere på AMO og skolegang for yrkeshemmede i tabell 2 har vi en noe sterkere økning i jobbtillbøyeligheten over tid. Tre år etter tiltaksregistrering er jobbandelen gjennomgående over førti prosent. Andelen som mottar trygdytelse er da om lag 42%.

Tabell 1: Observert arbeidsmarkedstilstand for ordinære AMO deltakere:

vårkohort	Jobb			Trygd			Utdanning		
	1. år	2. år	3. år	1. år	2. år	3. år	1. år	2. år	3. år
1993	0,5163	0,5770	0,5734	0,1241	0,1187	0,1170	0,0375	0,0369	0,0404
1994	0,5245	0,5426	0,6108	0,1258	0,1196	0,1196	0,0362	0,0399	0,0372
1995	0,4763	0,5800	0,6232	0,1341	0,1296	0,1216	0,0386	0,0376	0,0390
1996	0,5310	0,6112	0,6193	0,1361	0,1240	0,1309	0,0332	0,0344	0,0361
1997	0,5626	0,5979	0,5883	0,1278	0,1341	0,1456	0,0331	0,0341	0,0338
1998	0,5589	0,5648	0,5668	0,1364	0,1523	0,1416	0,0193	0,0223	0,0211
1999	0,5196	0,5587	0,5537	0,1501	0,1323		0,0176	0,0179	0,0201
2000	0,5632	0,5807	0,5583	0,1119			0,0146	0,0165	0,0170
høstkohort	Jobb			Trygd			Utdanning		
	1. år	2. år	3. år	1. år	2. år	3. år	1. år	2. år	3. år
1993	0,4943	0,5577	0,5460	0,1188	0,1111	0,1177	0,0496	0,0477	0,0515
1994	0,4712	0,4881	0,5878	0,1267	0,1281	0,1252	0,0472	0,0504	0,0460
1995	0,4126	0,5553	0,6040	0,1475	0,1382	0,1306	0,0455	0,0421	0,0393
1996	0,4988	0,5851	0,5900	0,1407	0,1320	0,1399	0,0432	0,0398	0,0382
1997	0,5388	0,5618	0,5624	0,1344	0,1430	0,1590	0,0291	0,0311	0,0284
1998	0,5070	0,5372	0,5377	0,1455	0,1537	0,1493	0,0203	0,0214	0,0224
1999	0,4968	0,5312	0,5439	0,1460	0,1332		0,0161	0,0178	0,0158
2000	0,5204	0,5484	0,5356	0,1230			0,0175	0,0169	0,0000

Tabell 2: Observert arbeidsmarkedsstatus for deltakere på AMO og skolegang for yrkeshemmede:

vårkohort	Jobb			Trygd			Utdanning		
	1. år	2. år	3. år	1. år	2. år	3. år	1. år	2. år	3. år
1993	0,2479	0,3408	0,3877	0,6530	0,5331	0,4437	0,0130	0,0158	0,0169
1994	0,2425	0,3151	0,4258	0,6760	0,5452	0,4388	0,0103	0,0142	0,0146
1995	0,2324	0,3699	0,4593	0,6725	0,5237	0,4185	0,0109	0,0143	0,0158
1996	0,2688	0,3918	0,4594	0,6598	0,5044	0,4284	0,0107	0,0158	0,0133
1997	0,2952	0,4010	0,4593	0,6301	0,5107	0,4207	0,0134	0,0117	0,0142
1998	0,3046	0,3940	0,4631	0,6402	0,5126	0,3867	0,0088	0,0134	0,0181
1999	0,2911	0,3967	0,4705	0,6561	0,4811		0,0098	0,0163	0,1028
2000	0,2921	0,3943	0,4454	0,6248			0,0124	0,1424	0,0863
høstkohort	Jobb			Trygd			Utdanning		
	1. år	2. år	3. år	1. år	2. år	3. år	1. år	2. år	3. år
1993	0,2297	0,3151	0,3544	0,6700	0,5414	0,4597	0,0156	0,0172	0,0190
1994	0,2308	0,2926	0,4299	0,6737	0,5518	0,4369	0,0131	0,0184	0,0160
1995	0,2044	0,3568	0,4415	0,6864	0,5284	0,4260	0,0146	0,0159	0,0164
1996	0,2625	0,3766	0,4425	0,6640	0,5119	0,4597	0,0121	0,0159	0,0096
1997	0,2803	0,3776	0,4430	0,6393	0,5546	0,4558	0,0129	0,0084	0,0112
1998	0,2781	0,3743	0,4501	0,6901	0,5590	0,3917	0,0043	0,0087	0,0212
1999	0,2718	0,3747	0,4407	0,6992	0,4896		0,0041	0,0182	0,0859
2000	0,2649	0,3544	0,4123	0,6440			0,0133	0,1208	0,0445

4. Statistisk analyse av rekruttering til og effekter av Aetats kvalifiserings- og opplæringstiltak

4.1 Effektevaluering av kvalifiserings- og opplæringstiltak for ordinære ledige

I denne delen av kapittel 4 presenterer vi resultater fra en statistisk analyse av seleksjonen til, såvel som effektene av, ordinære arbeidsmarkedstiltak. Modellen som benyttes er en såkalt hasardratemodell med konkurrerende risikoer. Kvalifiserings- og opplæringstiltak antas å kunne påvirke tempoet i jobbsøkeres overgang til ordinært arbeid, ordinær utdanning og til helserelaterte trygdeytelser. Hasardratemodeller er mye benyttet i analyser av arbeidsledighetsforløp, se f.eks. Røed og Raaum (2006) og Zhang (2003b). Denne typen modeller er spesielt egnet til å evaluere effekter av såkalt endogene hendelser, dvs. hendelser hvis forekomst kan påvirkes av individene selv, og av egenskaper ved individene som er uobserverte for forskeren.

Vi tar utgangspunkt i at arbeidsløse arbeidssøkere til en hver tid står overfor flere mulige overganger, eller "hendelser". Disse hendelsene kan være å få (ordinært) arbeid, delta på arbeidsmarkedstiltak, gå over til annen trygdeytelse/sosialhjelp, eller å starte en ordinær utdanning. Sannsynlighetene for at disse ulike hendelsene skal finne sted avhenger naturligvis av mange forhold, slik som personlige egenskaper, etterspørselen etter arbeidskraft, og tilbudet av arbeidsmarkedstiltak. Noen personlige egenskaper kan observeres. Dette gjelder f.eks. alder, kjønn, nasjonalitet, tidligere utdanning og arbeidsmarkedserfaring, og tidligere ledighetshistorie. Andre egenskaper er uobserverbare, slik som motivasjon og innsatsvilje. I analysene som presenteres i dette avsnittet har vi forsøkt å ta hensyn til alle disse faktorene.

Tidligere studier har vist at varigheten av pågående ledighet også kan ha stor betydning for hvilke utsikter man har til å komme seg ut av ledighet. Det typiske funn her er at jo lengre ledigheten allerede har vart, jo vanskeligere er det å finne en ordinær jobb. Det kan skyldes humankapitalsslitasje, dvs. at de ledige blir mindre produktive jo lengre de er ute

av arbeid og at dette svekker deres jobbsjanser. En alternativ forklaring kan være at man "venner seg til" ledighetssituasjonen, eller at man blir demoralisert som følge av gjentatte avslag på jobbsøknader. Det er også grunn til å anta at langtidsledige i noen grad utsettes for statistisk diskriminering, dvs. at potensielle arbeidsgivere (med rette eller urette) oppfatter langtidsledighet som et signal om lav produktivitet eller svak motivasjon.

Det er ikke opplagt hvordan man skal måle effekten av Aetats arbeidsmarkedstiltak. Det kan tenkes at tiltakene både påvirker den tid det tar å komme i arbeid og kvaliteten på den jobben som til syvende og sist oppnås. I denne rapporten fokuserer vi utelukkende på hvordan arbeidsmarkedstiltakene påvirker de ulike strømmene ut av åpen ledighet. Det vi er opptatt av å kartlegge er i hvilken grad ulike typer kvalifiserings- og opplæringstiltak øker eller reduserer den tid det tar før jobbsøkeren enten kommer over i ordinært arbeid (uavhengig av dette arbeidets omfang) eller starter et ordinært utdanningsløp. Vi vil også undersøke om tiltakene kan påvirke strømmen over i andre (og typisk mer varige) trygdeytelser, slik som rehabiliteringspenger og/eller sosialhjelp. Et særtrekk ved analysen som presenteres i denne rapporten er at vi prøver å estimere såkalte *dynamiske tiltakseffekter*, dvs. at tiltakenes effekt på de ulike overgangsratene varierer over tid, både mens man deltar på tiltak og etterpå. I utgangspunktet forventer vi at deltagelse på kvalifiserings- og opplæringstiltak virker negativt på alle overgangsrater mens tiltaket pågår. Dette skyldes at deltagere ofte vil ønske å fullføre tiltaket før normal jobbsøking gjenopptas. I så fall sier vi at tiltaket har en *innlåsnings effekt*. Til gjengjeld forventes det en positiv effekt på overgangsraten til jobb etter hvert som tiltaket har pågått en stund, og spesielt etter at tiltaket er avsluttet. Denne effekten vil det kanskje være rimelig å anta vil være størst like etter at tiltaket er gjennomført. Den totale virkningen på ledighetsforløpenes lengde bestemmes av størrelsen på disse effektene for alle de aktuelle overgangene.

Vi starter forløpanalysen f.o.m. januar 1993, og benytter nye ledighetsforløp etter denne dato. Ettersom våre data er basert på observasjoner ved utløpet av hver kalendermåned benytter vi "måned" som tidsoppløsning. Vi benytter kun "ferske" forløp; et forløp starter i en måned t hvis det er en registrering som *helt ledig* ved utløpet av denne måneden,

samtidig som det ikke finnes noen registrert ledigforhold de siste tre måneder umiddelbart før måned t . Tilsvarende kriterium benytter vi for å definere et forløp som avsluttet; et forløp avsluttes i en måned t dersom en person er ledige ved utløpet av måned $t-1$, ikke er ledig ved utløpet av måned t , og heller ikke vender tilbake til ledighetsregisteret i de neste to månedene etter måned t . Ved avbrudd i registreringen på mindre enn tre måneder ”stopper vi klokka”, dvs. at vi ikke teller med disse månedene i ledighetsforløpet, men istedet antar at gjenopptagelsen er en direkte forlengelse av det tidligere avbrutte forløpet.

Vi følger ledighetsforløpet – måned for måned - inntil det skjer en eller annen overgang fra statusen som helt ledig til enten jobb, annen trygd eller ordinær utdanning. Ved overgang til tiltak antas det at alle overgangssannsynligheter kan endres proporsjonalt. Disse proporsjonalitetsfaktorene kan endres over tid. Et hovedsiktemål med analysen er å estimere disse faktorene. Arbeidsmarkedstiltakene inndeles i to grupper: arbeidsmarkedsopplæring (AMO) og andre tiltak. Overganger til jobb, trygd og utdanning er antatt å være såkalt absorberende, dvs. at forløpet slutter hvis en av de tre hendelsene finner sted. Overgang til tiltak er en ”mellomtilstand”, dvs. at vi følger forløpet videre inntil en overgang til en absorberende tilstand har skjedd, eller til forløpet løper ut over vår analyseperiode, dvs. desember 2003. Skulle forløpet vare til desember 2003 uten en overgang, blir det sensurert (stoppet og ingen overgang blir registrert). Forløp blir også sensurert hvis de varer over 36 måneder, ettersom det datamessige grunnlaget for å analysere så lange forløp anses som litt for svakt.

Hendelsen ”jobb” antas å ha funnet sted dersom det er registrert et arbeidsforhold i arbeidstakerregisteret og/eller det er registrert en kode med ”delvis sysselsetting” i Aetats register, forutsatt at tremåneders-kravet referert over er oppfylt. Hvis et forløp avsluttes uten noen registrert overgang, benytter vi ligningsopplysninger for å kontrollere for eventuelle arbeidsinntekter. Hvis inntekten per ”uforklart” måned overstiger en femtedel av Folketrygdens grunnbeløp antar vi at en jobbovergang har funnet sted, selv om denne ikke er registrert i arbeidstakerregisteret. Hendelsen ”trygd” inkluderer all typer trygdeytelser (bortsett fra dagpenger), samt sosialhjelp. Hendelsen ”utdanning” er

definert med basis i SSB's utdanningsregister (FD-trygd) hvis det er registrert et utdanningsforhold (unntatt AMO kurs) i den aktuelle måneden. Hendelsene "deltagelse på AMO-kurs" og "deltagelse på andre tiltak" er basert på Aetats eget register. Merk at vi for enkelhets skyld har sensurert forløp hvis det forekommer overgang fra et opplæringstiltak til andre tiltak eller omvent. Forløp er også sensurert hvis gjentatt deltagelse på samme tiltak skjer.

Alle tiltak har i praksis begrenset varighet. Men informasjon om planlagt lengde av de enkelte tiltakene er ikke tilgjengelig fra Aetats registre eller andre datakilder som vi er kjent med. Det er to måter å modellere varigheten av tiltak på. Røed og Raaum (2006) har modellert varigheten av tiltak som eksogen, dvs, at tiltak har en bestemt varighet som vi forskere ikke kan observere. Når et tiltak er avsluttet, vender deltagere tilbake til tilstanden helt ledig. Zhang (2003b) har på sin side modellert denne tilbakevendingen til helt ledig som en egen overgang, og dermed tatt høyde for at tiltaksvarigheten kan være endogent bestemt (dvs. påvirkes av aktøren selv). Denne metoden er vesentlig mer komplisert, uten at det kan sies å være opplagt at den gir et riktigere bilde av den virkelige datagenererende prosessen. Vi har derfor valgt den enkleste metoden i denne rapporten, og antar at tiltakenes varighet er bestemt a priori.

Vi modellerer månedlig overgangssannsynlighet ved en såkalt komplementær log-log form:

$$(1) \quad h_{jkd} = \left(1 - \exp \left(- \sum_k \exp(\lambda_{jkd} + \sigma_{kt} + \mathbf{X}_{jkt}' \beta_k + \Delta_{kt} + \mu_k) \right) \right) \times \frac{\exp(\lambda_{jkd} + \sigma_{kt} + \mathbf{X}_{jkt}' \beta_k + \Delta_{kt} + \mu_k)}{\sum_k \exp(\lambda_{jkd} + \sigma_{kt} + \mathbf{X}_{jkt}' \beta_k + \Delta_{kt} + \mu_k)};$$

hvor

$$\Delta_{kt} = \delta_{0k} D_{0kt} + \delta_{1k} D_{1kt};$$

Indekser 0 og 1 indikerer hhv pågående og avsluttet tiltaksdeltakelse. δ_{0k} og δ_{1k} er altså de tidsvarierende effektene av deltagelse på tiltak. D_{0kt} er pågående varighet av selve tiltaket, og D_{1kt} er varighet etter at tiltaksdeltagelsen ble avsluttet. Vektoren $\mathbf{X}_{jkt}$ er

individskjennetegn, f.eks. alder kjønn, utdanning osv. De kan være tidsvarierende og endre sine verdier i løpet av forløpet. λ_{jkd} reflekterer effekter av forløpets varighet målt i måned. Parametrene σ_{kt} reflekterer effekter av kalendertid (konjunkturer, variasjoner i tiltakskapasitet, variasjoner i utdanningskapasitet, mv.). Parametrene μ_k er individenes uobserverte egenskaper. Det er antatt at de uobserverte egenskapene er ukorrelerte med de observerte og at de er konstante over tid. Et eventuelt brudd på antagelsen om at uobserverte og observerte egenskaper er ukorrelerte vil innebære at vi feilvurderer virkningene av observerte faktorer, men vil i utgangspunktet ikke medføre feil i de estimerte tiltakseffektene.

Modellen i ligning (1) er en såkalt blandet multivariat hasardratemodell. Den spesielle funksjonsformen som er valgt (komplementær log-log-modell) har bakgrunn i at eksponensialuttrykkene kan tolkes som estimater på de underliggende hasardratene. Det gjør det lettere å tolke modellen, ettersom parameterestimaterne blir uavhengige av tidsoppløsning. For de binære variablene vil eksponensialfunksjonen av parameterestimaterne reflektere det relative forholdet mellom overgangssannsynlighetene for en som har verdien én og en som har verdien null på de aktuelle variablene.

Tiltakseffektene fanges opp av δ_{0k} og δ_{1k} . Gjennom samspill med varigheter D_{0kt} og D_{1kt} vil disse fange opp effekter mens tiltakene pågår og etter at de er avsluttet. Vi estimerer tiltakseffekter fleksibelt for inntil 12 måneders deltagelse og for inntil 12 måneder etter at tiltakene er avsluttet. Deretter antas effektene å være konstante.

Modellering av uobservert heterogenitet er nødvendig for å unngå skjevhet i de estimerte parametrene. Som påpekt av Heckman and Singer (1984) vil fravær av slik kontroll normalt føre til skjevhet i retning av negativ varighetsavhengighet. Virkningen av andre forklaringsvariabler vil typisk bli undervurdert. Vi bruker en såkalt ikke-parametrisk metode for å modellere uobservert heterogenitet, dvs. at det ikke gjøres noen forhåndsantagelser vedrørende heterogenitetens statistiske egenskaper. Ved antagelsen om proporsjonalitet av hasardratemodellen, har Abbring og van den Berg (2003) vist at

den blandende proporsjonale konkurrerende hasardmodellen er identifisert. Gaure, Røed and Zhang (2005) og Zhang (2003a) har gjennom såkalte Monte Carlo-studier (dvs. testing på kunstige data der forskeren kjenner "fasiten") vist at det er fullt mulig å avdekke de "sanne" tiltakseffektene også i praksis, selv når det er store problemer knyttet til uobservert heterogenitet og tilhørende seleksjon.

Metoden med ikke-parametrisk modellering av uobservert heterogenitet går ut på å la heterogeniteten være diskret fordelt, med et på forhånd ukjent antall massepunkter. Vi kan tenke oss at for hver uobserverte variabel tilknyttet en overgang, er det w forskjellig "typer" av personer. La p_w være sannsynligheten for å være av type w , slik at $\sum_w p_w = 1$. Da blir fordeling til uobservert heterogenitet fullstendig karakterisert av (w, p_w) . Gjennom estimeringen maksimerer vi den såkalte likelihoodfunksjonen ved å legge til ett og ett punkt i fordelingen av uobservert heterogenitet, helt til vi ikke lenger er i stand til å oppnå en forbedring av likelihooden. For mer detaljert beskrivelse av modellering og estimering av akkurat denne typen modell for tiltaksevaluering, se f.eks. Zhang (2003b).

Tabell 3 presenterer litt beskrivende statistikk knyttet til det datamaterialet som blir benyttet i analysen. Det benyttes totalt 436.448 ledighetsforløp, som til sammen utgjør 2.481.433 månedlig ledighets-observasjoner. Gjennomsnittlig varighet av forløp er ca. 8,7 måneder. Den gjennomsnittlige månedlige overgangsrate til jobb er ca. 11,5%. Månedlig overgangsrate til opplæringstiltak (AMO) er ca. 1,4%. Det er totalt over 1200 modellsparemer å estimere. Metoden vi benyttet identifiserte i alt 12 massepunkter i heterogenitetsfordelingen.

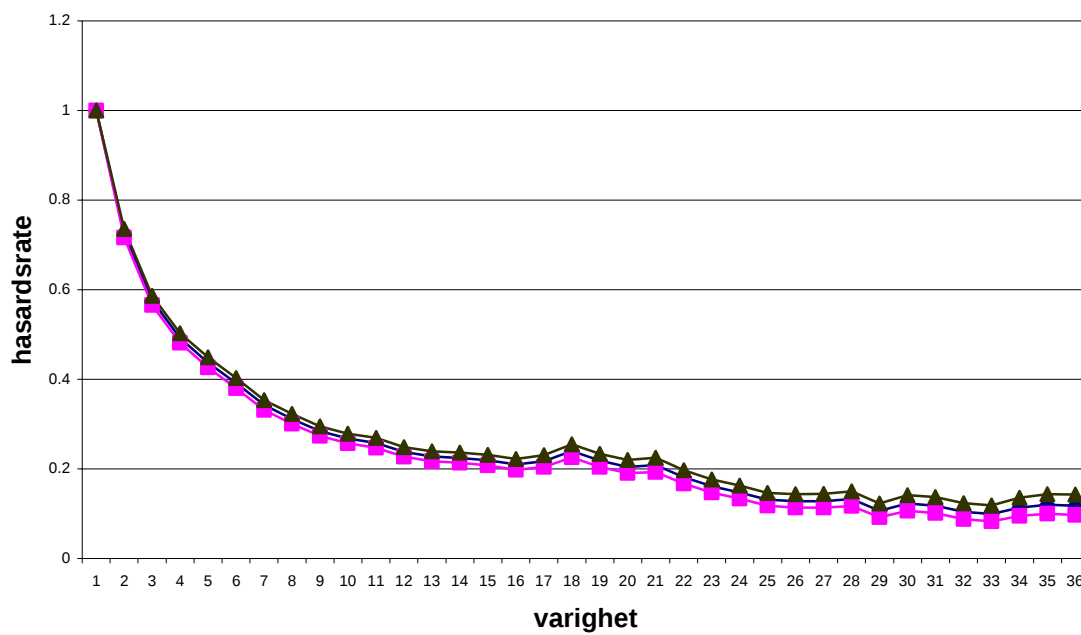
Tabell 3: Beskrivende statistikk av data benyttet ved hasardratemodellering

Antall forløp	436448	
Antall månedlig observasjoner	2481433	
Gjennomsnittlig varighet (mnd)	8,6671	
Gjennomsnittlig månedsovergangerate		
til jobb	0,1151	
til AMO	0,0142	
til tiltak	0,0152	
til trygd	0,0162	
til utdanning	0,0090	
	Antall	Prosent
Mann	239694	54,92
Gift og sambo	141413	32,40
Innvandrere	51348	11,76
Ikke OECD innvandrere	26915	6,17
Alder		
<=19	15816	3,63
20	30768	7,05
21	28818	6,60
22	23193	5,31
23	20774	4,76
24	19603	4,49
25	18986	4,35
26	17934	4,11
27	16858	3,86
28	15272	3,50
29	14280	3,27
30	13227	3,03
31-35	53774	12,33
36-40	40552	9,28
41-45	32951	7,56
46-50	27999	6,42
51-55	20290	4,65
>=56	25353	5,81
Utdanning		
<=10 år	61085	14,00
11 år	104525	23,95
12 år	49591	11,36
13 år	132316	30,32
14-17 år	59284	13,58
>= 18 år	28503	6,53
ukjent	1144	0,26
Gjennomsnittlig antall år med positive pensjonspoeng	9,4313	

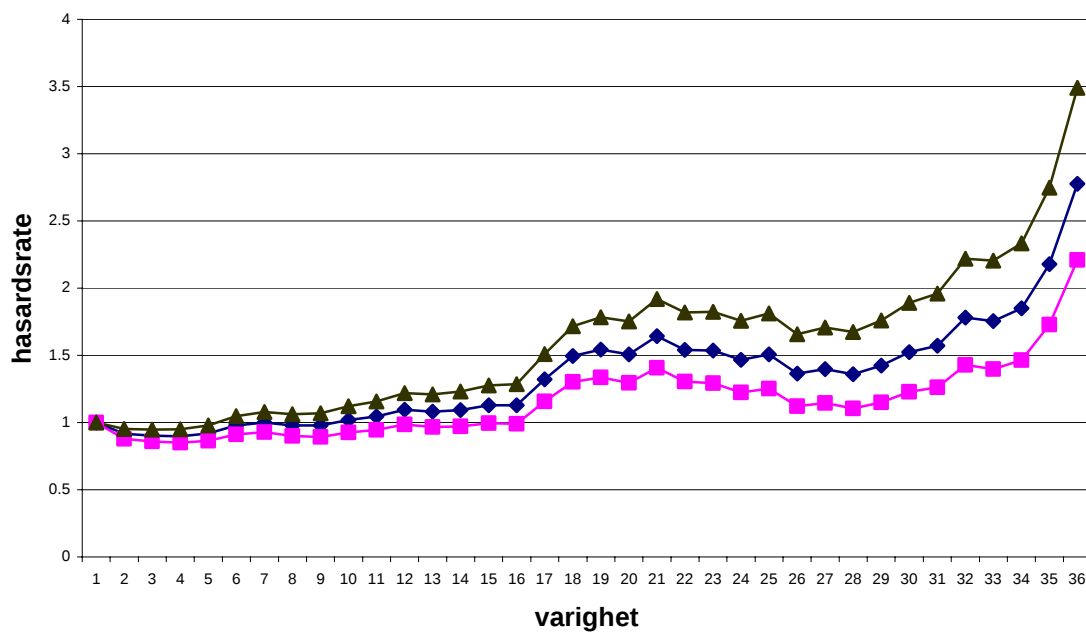
Vi ser først på de estimerte virkningene av arbeidsledighetens varighet på sannsynligheten for å foreta de såkalt absorberende overgangene, dvs. til jobb, trygd, eller utdanning. Merk at alle hasardsrater er normalisert, slik at overgangsraten måles relativt til hasardsraten i starten av forløpet. Figur 14 viser den estimerte varighetsavhengigheten i overgangen til jobb, med 95% konfidensintervall. Vi ser en klar negativ varighetsavhengighet i hasardsraten til jobb, selv om vi har kontrollert for uobservert heterogenitet. Den negative varighetsavhengighet betyr at jo lengre ledigforløp varer, desto lavere er sannsynligheten for å få jobb. Hasardsraten faller til 50% etter ca 4-5 måneds ledighet. Sannsynligheten for å foreta overgang til annen trygd (Figur 15) har derimot en tendens til å øke med ledighetsforløpets varighet. Den sterkeste økningen kommer etter ca. 18-20 måneder. Merk at det fram til 1997 var slik at dagpengeperioden måtte fornyes etter omlag 18-20 måneder (80 uker). I forbindelse med denne fornyelsen ble mange ilagt en karantenetid (uten dagpenger) på 13 uker.⁶ Dette er sannsynligvis årsaken til at vi ser en økning i alle de estimerte hasardsratene rundt dette tidspunktet. Siden det ikke er estimert separate varighetseffekter før og etter 1997 vil våre estimater her være en slags blanding av de sanne effektene før og etter dette "regimeskiftet". Med unntak av de første 3 måneder, viser hasarden til ordinær utdanning (Figur 16) ikke noen entydig varighetsavhengighet. Det er imidlertid klart høyere overgangssannsynlighet til utdanning i de første 3 måneder av ledighetsforløpet.

⁶ Før januar 1997 var det to dagpenge perioder av 80 uker hver, hvor det kunne bli midlertidig opphør av dagpengene etter første 80 ukers periode. F.o.m januar 1997 var det fastsatt 156 ukers dagpenge-periode. Se Røed og Aabø (1999) for detaljer.

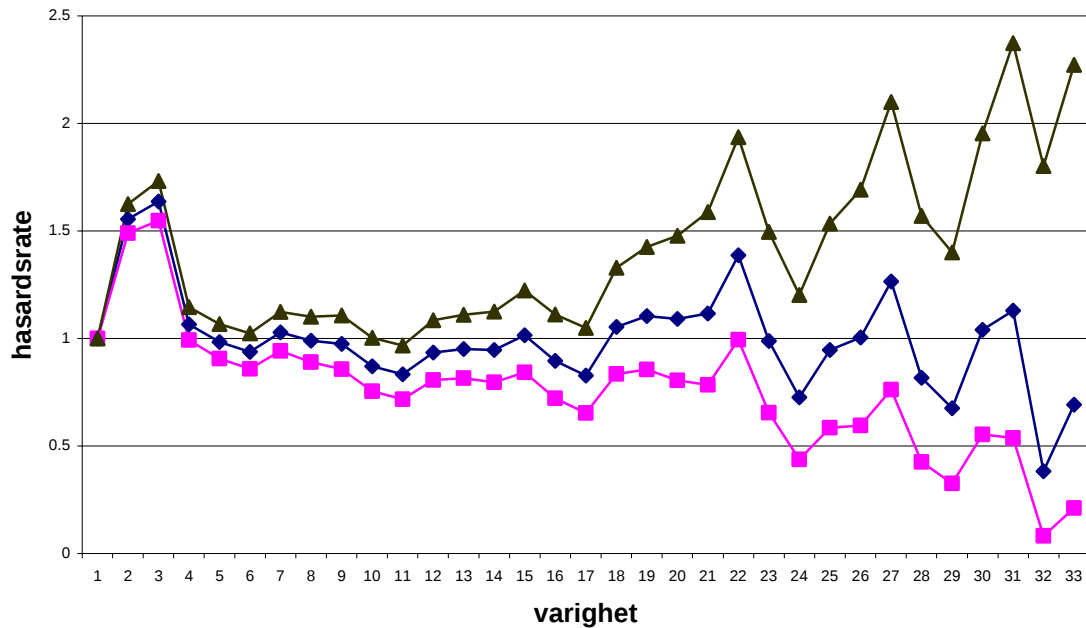
Figur 14: Baseline hasardsrate til jobb.



Figur 15: Baseline hasardsrate til trygd.

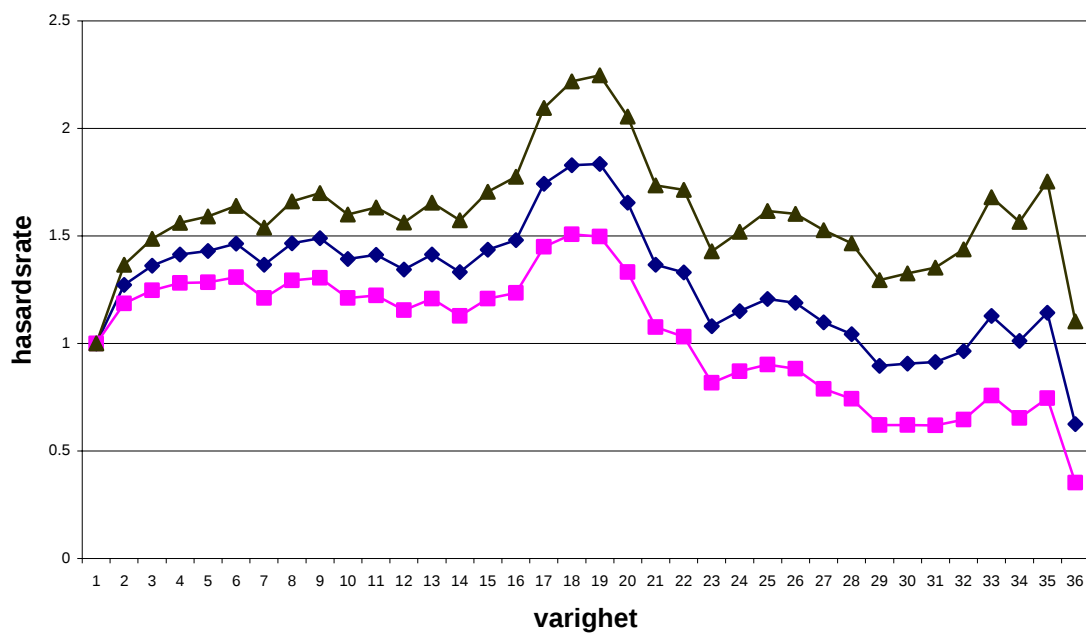


Figur 16: Baseline hasardsrate til utdanning.

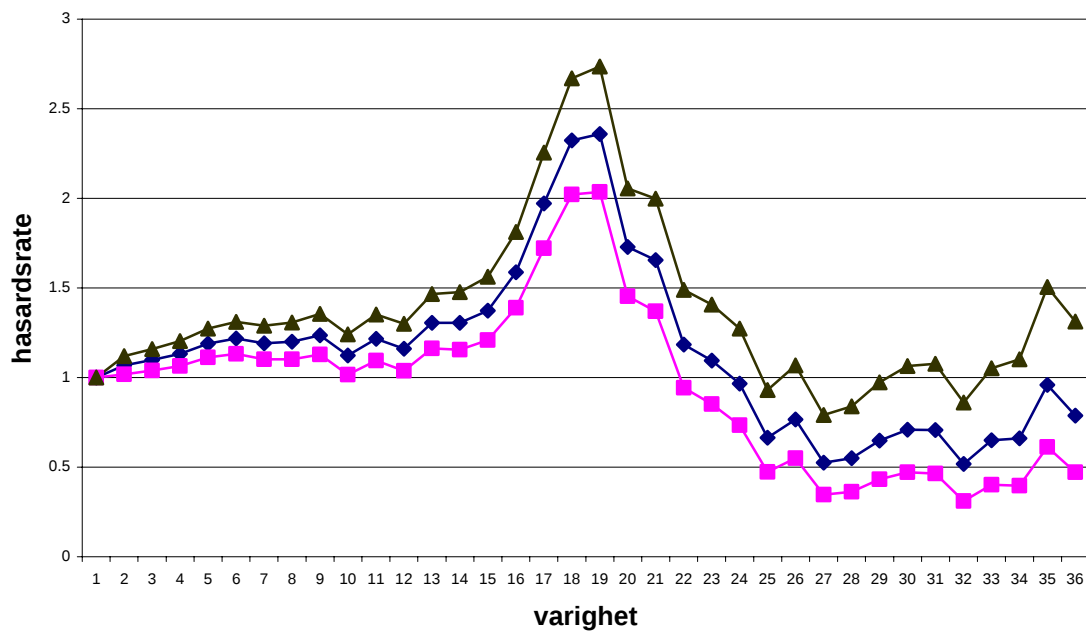


Tilsvarende figurer for overgangsrater til AMO og andre tiltak er vist i Figur 17 og Figur 18. Begge tiltakshasardene viser klart positiv varighetsavhengighet i begynnelsen av forløpet, og det er sannsynligheten for å delta på AMO-kurs som øker sterkest i denne perioden. Igjen ser vi også en markert økning i hasardratene rundt 18-20 måneders varighet, dvs. ved utløpet av den første dagpengeperioden i det gamle dagpengeregimet. Dette reflekterer at tiltak i noen grad er blitt benyttet til å erstatte tapte dagpengeytelser. Dette kan både skyldes at Aetat har gitt høy prioritet til grupper som har mistet eller står i fare for å miste sine dagpengerettigheter, og at en del jobbsøkere viser økt interesse for å delta på tiltak når den ”passive” dagpengeytelsen faller (midlertidig) bort. Det er derfor sannsynligvis både individenes egne økonomiske insentiver og administrative prioriteringer som ligger bak den sterke økningen av sannsynligheten for tiltaksdeltagelse rundt utløpet av dagpengeperioden.

Figur 17: Baseline hasardsrate til AMO.



Figur 18: Baseline hasardsrate til andre tiltak.



Tabell 4 presenterer parameterestimaterne knyttet til observerte variabler. Vi ser for det første en klart fallende alderseffekt i overgangsraten til jobb. De unge har relativt høyere sannsynlighet for å få jobb enn de eldre. I motsetning til dette, har eldre arbeidsledige høyere sannsynlighet for å ta overgang til trygd. Menn har lavere sannsynlighet både for å få jobb og for å bli trygdet enn kvinner. Innvandrere fra ikke-OECD-land har lav sannsynlighet for å få jobb, sammenlignet med nordmenn. Lang yrkeserfaring (målt ved antall år med pensjonspoengopptjening) har klart positivt effekt på overgangssannsynlighet til jobb, og de som har lang yrkeserfaring har også mindre sannsynlighet for å foreta overgang til annen trygd (for gitt alder). Når det gjelder overgang til ordinær utdanning, er det unge, og de som har kortere yrkeserfaring, som har høyest hasardrater.

Estimatene for overgang til AMO og andre tiltak viser hvilke observerte faktorer som er viktige for seleksjon til tiltak. For overgang til opplæringstiltak (AMO), har alder overraskende liten betydning. Deltagelse på AMO er nokså likt fordelt over aldersgruppene, med unntak av de aller eldste som i liten grad deltar på AMO-kurs. For andre tiltak er det derimot en klar tendens til at overgangsraten er høyere jo yngre den arbeidsledige er. Samtidig er det slik at lengden på yrkeserfaringen isolert sett bidrar til å øke overgangssannsynligheten til jobb, og siden eldre gjennomgående har mer yrkeserfaring enn yngre jobbsøkere trekker dette i retning av å styrke posisjonen til eldre jobbsøkere. Når det gjelder utdanning, observerer vi at en som har kun grunnskolesutdanning (maksimum 10 års utdanning) har mindre sannsynlighet for å delta på AMO-kurs enn en som har fullført videregående utdanning (13 år). Men personer med bare delvis fullført videregående skole har aller høyest sannsynlighet for å komme med på AMO-kurs. Samtidig observerer vi at de som har lavere utdanning (sammenlignet med de som har fullført videregående utdanning) har lavere tendens til å delta i andre typer tiltak (f.eks. formidlingstiltak). Menn har høyere sannsynlighet enn kvinner til å delta på AMO. Sammenlignet med nordmenn, har innvandrere, særlig ikke-OECD-innvandrere, høyere sannsynlighet til å delta på opplæringstiltak.

De siste to radene av tabell 4 viser effekter av å bli omfattet av ungdomsgarantien og av å ha såkalt voksenrett til videregående utdanning. For en detaljert omtale av ungdomsgarantien og dens virkninger, se Hardoy, Røed, Torp og Zhang (2006). Variabelen ”ungdomsgaranti” fanger opp det forhold at arbeidsmarkedsetaten i perioden 1995-98 var pålagt å iverksette en forsterket innsats overfor aldersgruppen 20-24 år. Vi ser av estimatene at denne forsterkede innsatsen faktisk hadde en signifikant effekt på flere av overgangsratene. Dette bekrefter funnene presentert i Hardoy, Røed, Torp og Zhang (2006) om at ungdomsgarantien virket positivt på rekruttering til både opplæringstiltak og andre arbeidsmarkedstiltak. Dessuten hadde den en direkte positiv effekt på overgangsraten til jobb. Variabelen ”voksenrett” fanger opp at alle som er født før 1.1.1978, og som ikke hadde fullført videregående utdanning i år 2000, har lovfestet rett til videregående utdanningsplass. I kapittel 5 har vi en egen analyse vedr. effektene av denne voksenretten. Her skal vi kort oppsummere at voksenretten synes å ha hatt en positiv effekt på overgangsraten til AMO-kurs.

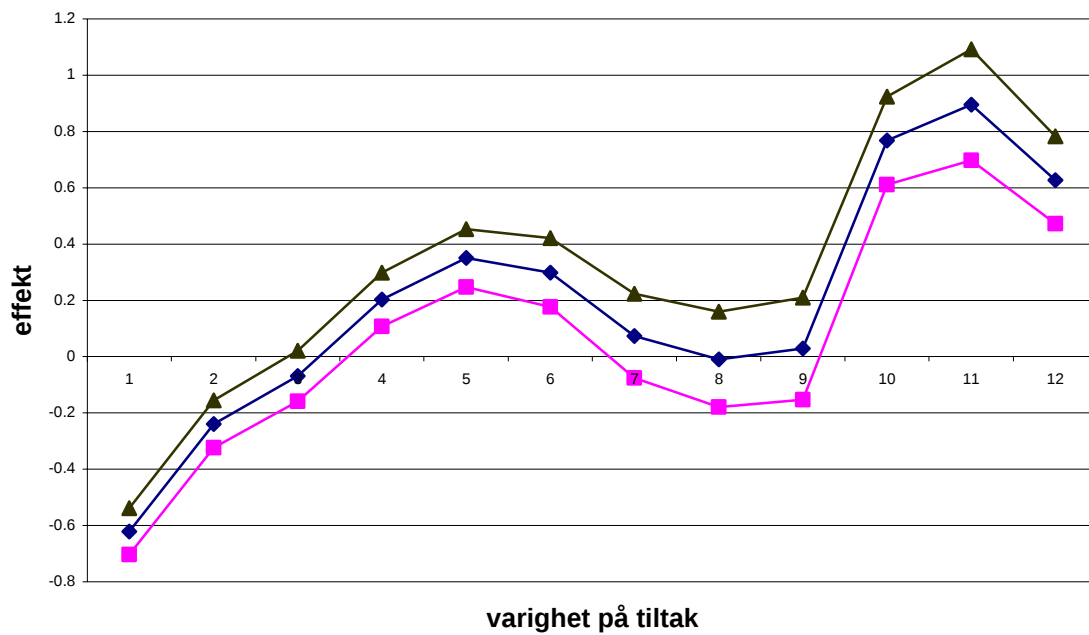
Tabell 4: Parameter estimer for observerte variabler i hasardsmodellen.

Full Sample	til jobb		til AMO		til tiltak		til trygd		til utdanning	
	est	std err	est	std err	est	std err	est	std err	est	std err
alder <=19	0,1109	0,0157	0,0758	0,0536	1,2459	0,0372	-0,2313	0,0475	1,9915	0,0618
20	0,1328	0,0125	0,0470	0,0422	0,7642	0,0338	-0,4092	0,0400	1,7949	0,0573
21	0,1920	0,0119	0,0020	0,0405	0,6332	0,0327	-0,2640	0,0371	1,5788	0,0556
22	0,1929	0,0120	0,0660	0,0401	0,5804	0,0330	-0,1300	0,0368	1,3896	0,0546
23	0,1721	0,0120	0,0080	0,0406	0,5125	0,0329	-0,1025	0,0370	1,2259	0,0537
24	0,1595	0,0120	0,0081	0,0401	0,4070	0,0333	-0,0866	0,0373	1,0335	0,0534
25	0,1609	0,0117	0,0278	0,0387	0,2812	0,0332	-0,0073	0,0351	0,9179	0,0526
26	0,1216	0,0117	0,0251	0,0382	0,1534	0,0339	-0,0892	0,0360	0,7766	0,0530
27	0,0910	0,0118	-0,0607	0,0387	0,1330	0,0341	-0,1427	0,0366	0,5629	0,0551
28	0,0816	0,0120	0,0056	0,0383	0,0768	0,0353	-0,0928	0,0365	0,5335	0,0564
29	0,0346	0,0123	0,0083	0,0389	0,0282	0,0365	-0,0644	0,0368	0,3269	0,0611
30	0,0442	0,0123	-0,0521	0,0391	0,0304	0,0370	-0,0291	0,0368	0,2495	0,0650
36-40	0,0052	0,0088	0,0802	0,0277	0,0997	0,0264	0,1360	0,0250	-0,1942	0,0614
41-45	-0,0227	0,0098	0,0959	0,0315	0,1002	0,0296	0,2459	0,0274	-0,4968	0,0821
46-50	-0,0879	0,0105	0,0150	0,0343	0,0393	0,0316	0,2837	0,0290	-0,8275	0,1039
51-55	-0,2187	0,0120	-0,1421	0,0391	-0,0374	0,0360	0,3349	0,0316	-1,7423	0,1716
>=56	-0,8388	0,0126	-1,9561	0,0542	-1,1673	0,0395	0,3347	0,0324	-4,3697	0,3960
Utdanning <=10 år	-0,2571	0,0072	-0,4135	0,0260	-0,2948	0,0196	0,4380	0,0205	-1,5181	0,0432
11 år	-0,2458	0,0062	0,1488	0,0204	-0,1066	0,0162	0,3927	0,0187	-1,4181	0,0336
12 år	-0,1112	0,0073	0,0369	0,0248	0,0420	0,0191	0,3125	0,0227	-0,9487	0,0305
14-17 år	0,0097	0,0070	-0,2201	0,0264	-0,1949	0,0216	-0,2073	0,0255	0,9261	0,0196
>=18 år	-0,0844	0,0102	-0,3846	0,0341	-0,3983	0,0309	0,0633	0,0297	-0,1926	0,0424
Ukjent utdanning	-0,1737	0,0454	-0,7048	0,1673	-0,2431	0,2319	-0,2704	0,1655	-0,8916	0,3520
Sør-Norge	0,0417	0,0064	-0,0223	0,0215	0,0115	0,0175	0,1415	0,0180	0,0687	0,0231
Vest-Norge	0,0074	0,0061	0,1859	0,0201	0,0030	0,0171	-0,1473	0,0178	0,0967	0,0218
Midt-Norge	0,1531	0,0060	-0,1943	0,0221	0,0930	0,0167	0,0505	0,0180	0,2074	0,0207
Nord-Norge	0,1454	0,0067	-0,0884	0,0238	0,1471	0,0182	0,1867	0,0192	0,1851	0,0235
har innvandrere-bakgrunn	-0,0544	0,0094	0,1378	0,0308	-0,0904	0,0272	-0,0481	0,0273	-0,0139	0,0325
gift	0,1348	0,0052	-0,0252	0,0174	-0,0497	0,0154	-0,3079	0,0150	-0,3967	0,0337
innvandrere fra ikke-OECD-land	-0,4540	0,0133	0,3515	0,0395	-0,0916	0,0375	-0,0281	0,0353	-0,5174	0,0511
antall år yrkeserfaring	0,0075	0,0005	-0,0069	0,0018	-0,0112	0,0015	-0,0094	0,0014	-0,0585	0,0037
kjønn, 1=mann	-0,1365	0,0046	0,1330	0,0158	0,0307	0,0128	-0,0968	0,0133	0,4260	0,0185
har ungdomsgaranti	0,0793	0,0108	0,1313	0,0366	0,1638	0,0272	0,0493	0,0326	0,0580	0,0364
har voksenrett	0,0221	0,0114	0,1206	0,0362	-0,0488	0,0569	-0,0916	0,0333	0,0230	0,1093

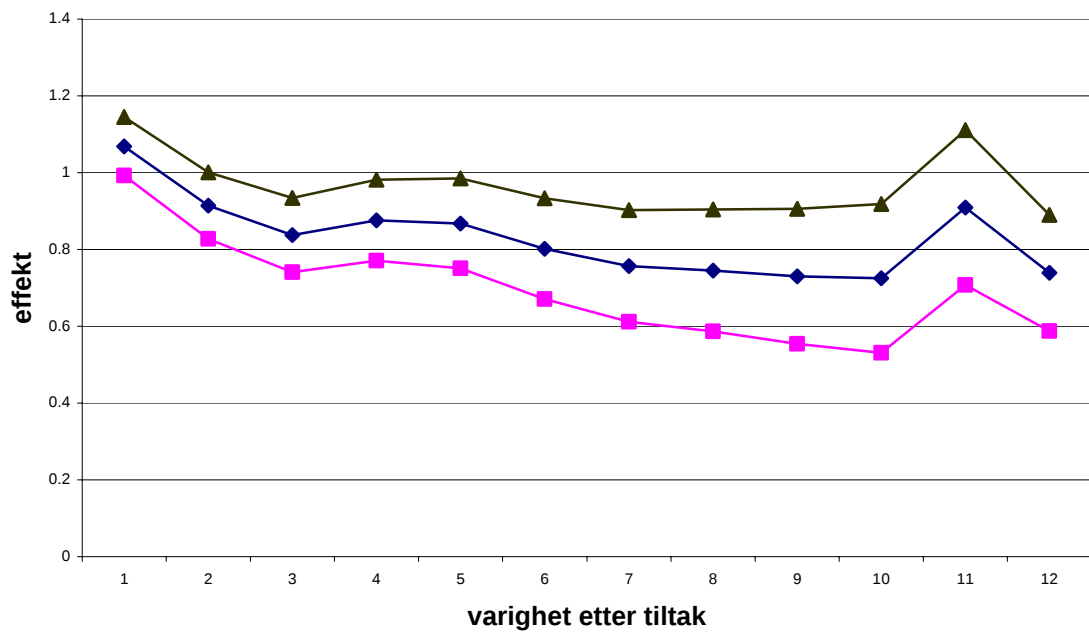
Vi går nå over til å beskrive våre funn vedrørende effekter av tiltak. Ettersom effektene antas å variere med deltagelsens varighet og med tiden siden tiltak ble avsluttet presenterer vi disse effektene grafisk. Vi skiller da mellom effekter under selve tiltaksdeltagelsen og effekter etter avsluttet deltagelse. Figur 19 viser den estimerte effekten av pågående deltagelse på AMO-kurs for overgangsraten til jobb. Null-linjen er her svarende til at tiltaket ikke har noen effekt. Som ventet ser vi at den umiddelbare effekten av AMO-deltagelse er klart negativ. Men effekten blir mer positiv ettersom tiltaket skrider framover, og etter ca. 4 måneder anslås effekten å være signifikant positiv. Deretter faller effekten noe, før den igjen stiger etter ca. 10-12 måneder. Den negative effekten av AMO-kurs i begynnelsen kan tolkes som en innlåsnings effekt, dvs. at man ønsker å fullføre opplæring før jobbsøking gjenopptas for fullt. I figur 20 ser vi at det for effektene etter avsluttet tiltak er en omvendt tidsprofil. Umiddelbart etter tiltaksslutt er det svært store positive effekter i form av økt jobbsannsynlighet, og effektene holder seg høye i hele den påfølgende 12-måneders- perioden.

Kombinasjonen av negative innlåsnings effekter og positive ”etter-effekter” samsvarer med funnene i Raaum, Torp og Zhang (2000a) og Zhang (2003b). Det er imidlertid verdt å understreke at det er stor usikkerhet knyttet til effektenes størrelse. Ettersom det alltid er en risiko for at den modell som estimeres er feilspesifisert, er usikkerheten reelt sett større enn det som kommer til uttrykk i de konfidensintervallene som vises i Figur 19 og Figur 20.

Figur 19: Mens-tiltakseffekt til jobb, AMO.

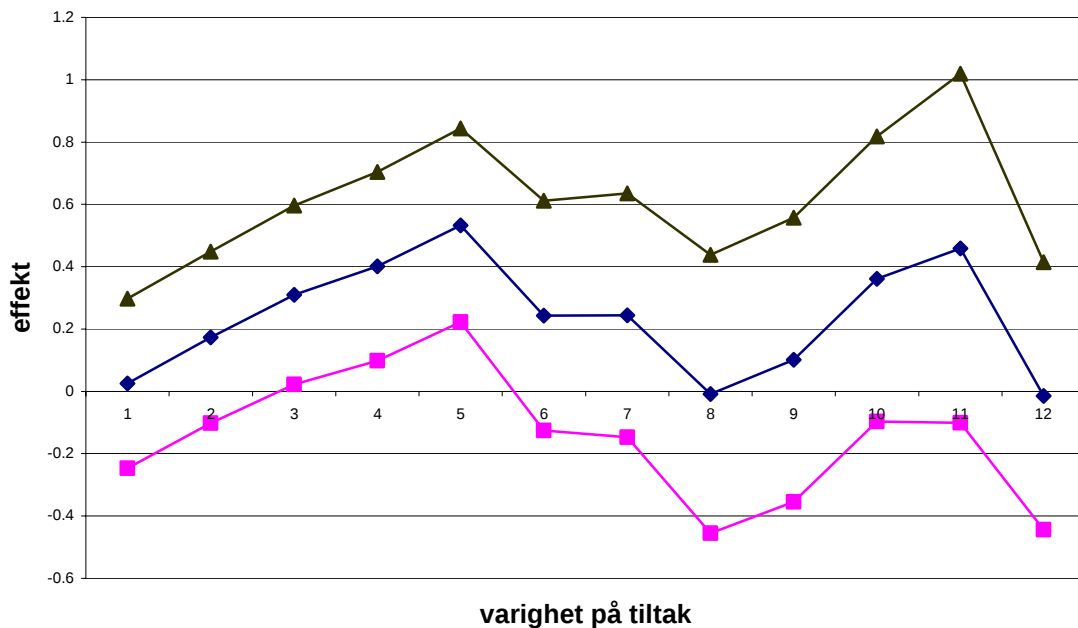


Figur 20: Etter-tiltakseffekt til jobb, AMO.

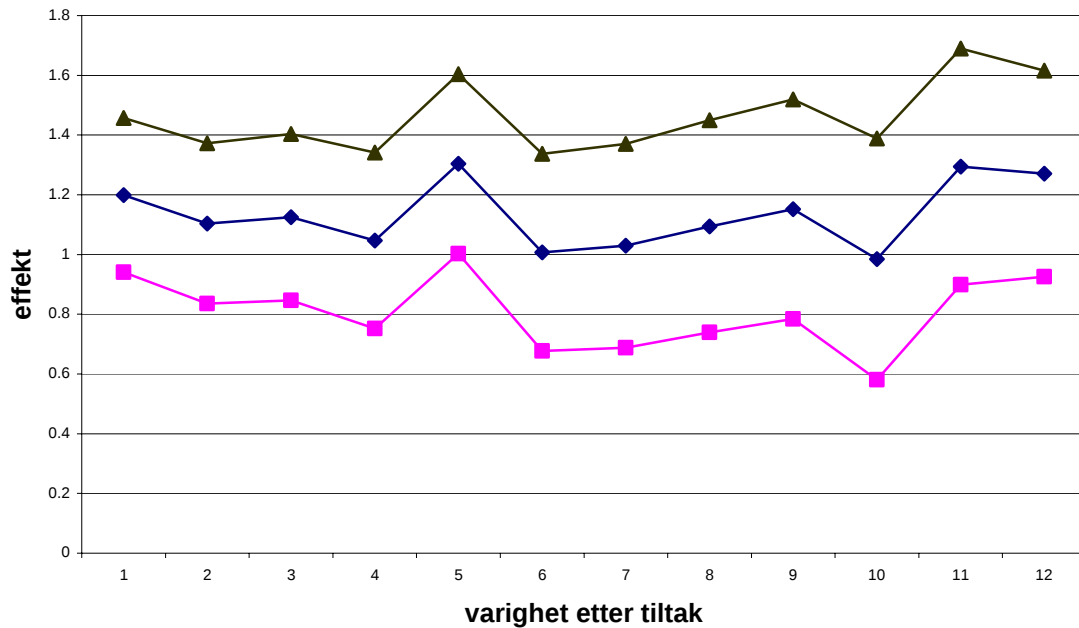


Figurene 21 – 24 viser tilsvarende effekter av AMO-kurs på sannsynligheten for å foreta andre overganger. AMO-deltagelse synes ikke å ha noen signifikant effekt på sannsynligheten for å foreta overgang til annen trygd mens tiltaket pågår, men forårsaker økt overgang i tiden etterpå. Dette kan i noen grad reflektere at tiltaksdeltagelsen bidrar til å ”avsløre” behov for annen trygdeytelse, og behøver altså ikke skyldes at deltagelsen er årsak til at slikt behov oppstår. Det kan også tenkes at opplærings tiltak av og til fungerer som en utsettelse av beslutning vedrørende eventuelt behov for yrkesrettet attføring. Når tiltak er avsluttet tvinges det fram en beslutning.

Figur 21: Mens-tiltakseffekt til trygd, AMO.

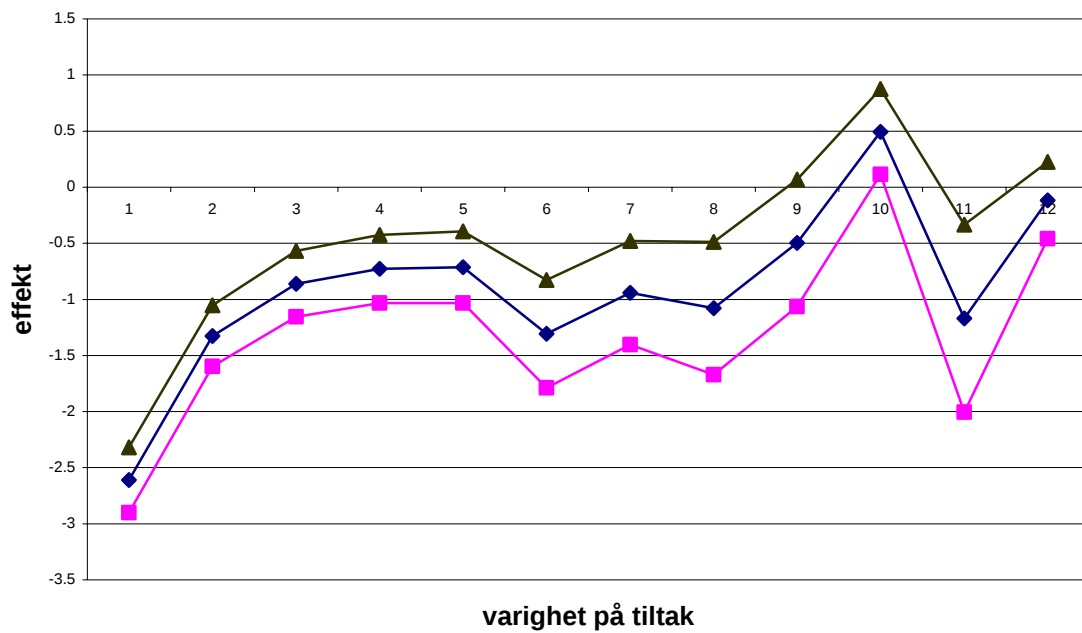


Figur 22: Etter-tiltakseffekt til trygd, AMO.

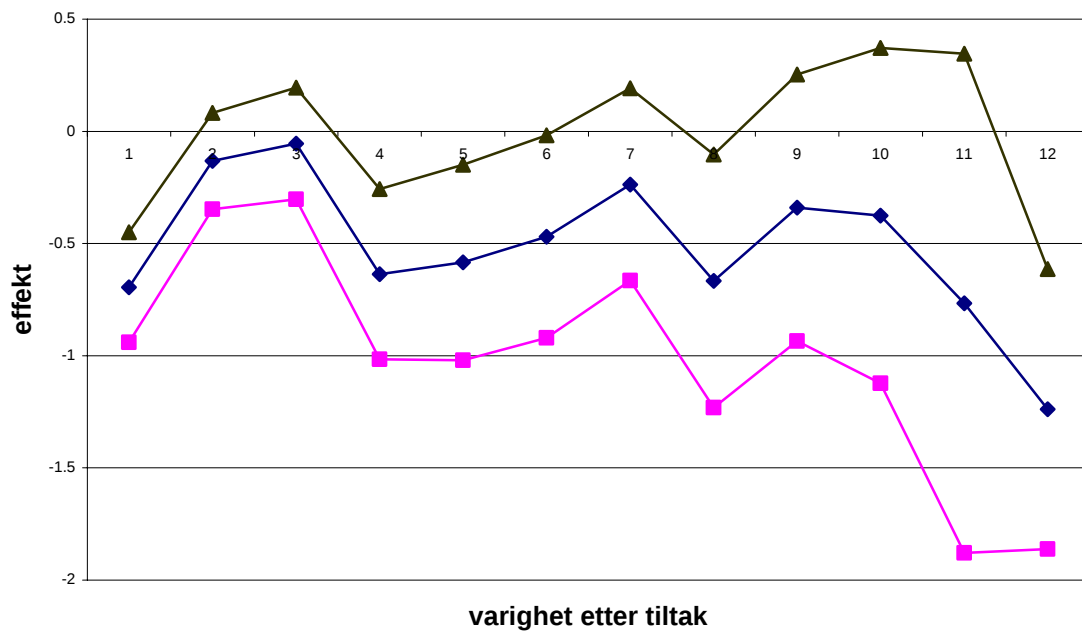


AMO-kurs synes ikke å ha noen signifikant effekt på overgangen til ordinær utdanning, verken mens tiltaket pågår eller etterpå. Dette fraværet av effekt kan i noen grad reflektere at det er to motstridende effekter som gjør seg gjeldende. For noen er AMO-kurs et substitutt for ordinær utdanning, mens det for andre kan bli en spore til å vende tilbake til skolebenken igjen.

Figur 23: Mens-tiltakseffekt til utdanning, AMO.



Figur 24: Etter-tiltakseffekt til utdanning, AMO.



Resultatene ovenfor beskriver de dynamiske effekter av tiltak under deltagelse og etter deltagelse. For å få et bilde av de totale virkningene på ledighetsforløpenes lengde har vi benyttet punkttestimatene til å foreta en simulering. Lignende analyse har blitt foretatt tidligere av Røed og Raaum (2006) og Zhang (2003b).

Tankegangen er som følger: Med basis i den faktiske fordeling av observerte kjennetegn ved starten av ledighetsforløpene, benytter vi den estimerte modellen til å simulere ledighetshistorier. Simuleringen gjøres under to alternative antagelser, i) at alle tiltakseffekter er lik null og ii) at alle tiltakseffekter er lik punkttestimatene fra vår modell. Varighet av tiltak begrenses til maksimalt 12 måneder. Ved å sammenligne aggregert lengde av forløp for alle individer under de to alternative forutsetningene oppnår vi et anslag på den samlede virkningen av de estimerte tiltakseffektene på ledighetens varighet (sammenlignet med en situasjon der tiltakene ikke har noen virkninger i det hele tatt). Vi har i alt foretatt 100 slike simuleringer, og gjennomsnitt og standardavvik er vist i tabell 5.

Tabell 5: effekt av opplæringstiltak på total ledighet:

<i>100 simuleringer</i>	<i>Gjennomsnitt</i>	<i>Gjennomsnittlig varighet</i>
Ingen tiltakseffekt	3.295.016,33 (5.593,67)	7,5496 (0,0128)
Med kun AMO effekt	3.264.613,83 (5.413,17)	7,4800 (0,0124)
Reduksjon av totalledighet	-30.402,50 (7.772,40) -0,92 %	-0,0697 (0,0178)
Med alle tiltakseffekter	3.233.915,43 (5.854,83)	7,4096 (0,0134)
Reduksjon av totalledighet	-61.100,90 (7.459,71) -1,85 %	-0,1400 (0,0171)

Tabell 5 viser at uten tiltakseffekt, utgjør simulering i gjennomsnitt 3.295.016 måneder ledighet i analyseperioden. Dette tallet er vesentlig høyere enn det faktiske antallet observasjoner, hvilket først og fremst skyldes at færre forløp sensureres i simuleringene

enn i den virkelige verden. I henhold til våre estimater har opplæringstiltakene alene forårsaket en reduksjon av total ledighet med 30.402 måneder, eller 0,92%. Når både opplæringstiltak og andre arbeidsmarkedstiltak antas å ha effekter gitt ved våre punktestimater, anslås den samlede reduksjonen i ledighet til å være i størrelsesorden 1,85%. Gitt de betydelige ressurser som går med til den aktive arbeidsmarkedspolitikken i Norge framstår disse effektene i utgangspunktet som små. Men det er i denne sammenheng viktig å minne om at tiltakene også kan bidra til at en gitt ventetid til jobb blir benyttet på en mer fornuftig måte, ved at "lediggang" og passivitet erstattes med investeringer i egen humankapital eller med utføring av nyttig arbeid.

4.2 Effektevaluering av Aetats kvalifiserings- og opplæringstiltak for yrkeshemmede

4.2.1 Innledning

I dette avsnittet presenterer vi effektevalueringer av kvalifiseringstiltak for yrkeshemmede, basert på en metode som kalles for *sannsynlighetsmatching*. Tiltakenes viktigste suksesskriterium er å komme i jobb. *Utdanning* kan også anses som et mål på suksess, hvis den fører til at sjansen for å komme i jobb øker. Når det gjelder utdanning kan det derfor være interessant å klargjøre om påbegynt aktivitet fullføres. Et annet (alternativt) suksesskriterium er at behovet for trygd (herunder rehabiliteringspenger, sosialhjelp, attføringspenger, uføretrygd, AFP) opphører. Identifikasjon av jobboverganger, opphør av trygd/sosialhjelp, og påbegynt/fullført utdanning betinger kobling mot arbeidstagerregister, trygdeopplysninger, ligningsopplysninger, og utdanningsregister. For yrkeshemmede skal vi bruke data fra og med 1995 og til og med 2002.

For yrkeshemmede vil det ofte gå nokså lang tid fra et eventuelt tiltak iverksettes til det er meningsfylt å foreta en evaluering av effekt av tiltaket. Avvik et al. (2005) viser at tre år etter påbegynt tiltak var 10 prosent av de yrkeshemmede fortsatt på tiltak. De viser også at tiltak i gjennomsnitt varer i hele to år. Dette innebærer at man trenger en relativt lang

tidsperiode for å kunne ha muligheten til å fange opp effekten av tiltaksdeltakelse. Dette gjør at forløpanalyse, som vi har benyttet til å evaluere effekter av tiltaksdeltagelse for ordinære arbeidssøkere, ikke er en metode som egner seg for yrkeshemmede. Seleksjonsproblemene knyttet til uobservert heterogenitet er imidlertid ikke mindre for gruppen yrkeshemmede enn for gruppen ordinære arbeidssøkere, snarere tvert imot.

En effektevaluering innebærer at vi undersøker den faktiske arbeidsmarkedstilpasningen til deltakere i kvalifiseringstiltak for yrkeshemmede arbeidssøkere sammenliknet med den hypotetiske tilpasningen dersom de ikke hadde deltatt (eller hadde deltatt i et annet tiltak eller hadde deltatt i det samme tiltaket på et seinere tidspunkt). Siden vi ikke observerer den samme personen i mer enn én tilstand må vi simulere (predikere) hva en deltaker ville ha gjort dersom vedkommende ikke hadde deltatt.

En enkel sammenligning av deltakere og ikke-deltakere (eller av deltakere i ulike typer tiltak) vil åpenbart ikke være særlig informativ som grunnlag for å anslå tiltakseffekter, ettersom det høyst sannsynlig vil være store (observerte og uobserverte) forskjeller mellom disse gruppene også helt uavhengig av en eventuell tiltakseffekt.

Det har etter hvert blitt utviklet en rekke metoder som forsøker å identifisere tiltakseffekter med basis i andre faktorer som også påvirker det individuelle forløpet. En av disse metodene er sannsynlighetsmatching. Den største fordelen med matching er at den er ikke-parametrisk, og dermed ikke baserer seg på arbitrære antagelser om funksjonsformer. Den er også intuitiv og relativ enkel. Den største ulempen er at den ikke kontrollerer for uobservert heterogenitet. Å ha et datasett som inneholder de variablene som påvirker individets tilpasning på arbeidsmarkedet er dermed svært viktig. Selv om vi i denne analysen benytter et svært rikt datamateriale er det likevel åpenbart at det finnes viktige uobserverbare faktorer som vi ikke kan kontrollere for. Resultatene vil av denne grunn være usikre.

4.2.2 Matching-metoden

Ved *matching* tar vi utgangspunkt i alle som deltar i kvalifiseringstiltak (evt. i et kvalifiseringstiltak A) i et avgrenset tidsrom og finner deretter en gruppe som ikke deltar i kvalifiseringstiltak i dette tidsrommet (evt. deltar i et annet kvalifiseringstiltak B) som likner mest mulig på den første gruppen.

For hver deltaker i den aktuelle tiltaksgruppen finner vi altså en sammenligningsperson som er *mest mulig lik*. Med *lik* menes i denne sammenheng at vedkommende skal ha samme (a priori) sannsynlighet for å delta i det tiltaket som evalueres som den som faktisk deltok. Det skal med andre orde være rene tilfeldigheter som gjorde at den ene deltok, mens den andre ikke gjorde det. Forutsatt at vi har lykket med denne matchingen, kan det aktuelle tiltakets effekt måles ved å sammenligne utfall (f.eks. jobb/ikke jobb eller trygd/ikke trygd tre år etter tiltaksstart) for deltakere og ikke-deltakere.

Det første vi gjør, etter å ha trukket utvalget og bestemt de gruppene som det er hensiktsmessig og interessant å sammenligne, er å estimere sannsynligheten for å delta på tiltak (evt. tiltak av type j). La $D=1$ dersom individet deltar på tiltak j , (tiltaksgruppen) og $D=0$ dersom individet deltar på tiltak s (sammenligningsgruppen). D antas å være en funksjon av individuelle kjennetegn (X), blant annet kjønn, alder, utdanning, familiesituasjon, bosted, tidligere yrkesaktivitet og tidligere inntekt. Vi bruker en såkalt probit-modell, og estimerer

$$(2) \quad P = \text{Prob}(D=1 | X) = f(X)$$

for alle personene i utvalget. Hver person får en estimert sannsynlighet for å delta på tiltak j . For hver person i tiltak j finner vi en "makker" i tiltak s med samme predikert P -verdi. Hvis vi ikke finner en slik person, velger vi den som ligger "nærmest", dvs. gir minst forskjell i predikert P -verdi. Vi trekker personer fra sammenligningsgruppen (tiltak s) med tilbakelegging. Dette innebærer at noen av deltakere i tiltak s kan bli brukt flere ganger. Kun koblete par brukes i analysen. Vi ser med andre ord bort fra deltakere i tiltak j som ikke matches mot noen i tiltak s . Metoden kalles *propensity score matching* og

brukes mye i effektevalueringer av offentlige stønader og velferdsprogrammer (Heckman et al.1997, 1998 og Lechner 2002a, 2002b).

Når *matching*-prosedyren er fullført, sitter vi igjen med et utvalg av personer som gikk på tiltak *j* og et utvalg av personer gikk på tiltak *s*. Deretter måles effekten av tiltak *j* relativt til tiltak *s* ved å ta differansen mellom gjennomsnittlig utfall (jobb, utdanning) for deltakere i tiltak *j* og de matchede deltakere i tiltak *s*.

For hver enkelt analyse gjennomføres det en rekke tester. Vi tester for normalitet (en av forutsetningene for probit-modellen som brukes til å estimere *propensity score*) der vi bruker Bera-Jarque-Lee (1984) test-observator for ikke-normalitet. Vi tester også for at vi ikke har utelatt viktige variabler (*omitted variable test*), for mulige heteroskedastisitet, for funksjonsformen (*informasjonsmatrisetest*) og for at det ikke er overbruk av observasjoner⁷. Til slutt sjekker vi at gjennomsnittsverdiene for forklaringsvariablene er tilnærmet lik for det matchede utvalget deltakere i tiltak *s* om for deltakere i tiltak *j*. Av disse testene er *omitted variable test* den viktigste. Det er den som bestemmer hvilke variabler som skal være med i analysen. Matchingprosedyren brukes kun når alle disse testene er tilfredsstillende.

Metoden er enkel og intuitiv, men krever tilgang til gode data for å få til en god kobling mellom deltakere i tiltak *j* og de som skal simulere hva deltakere i tiltak *j* ville ha gjort hadde de ikke deltatt på tiltak *j* (dvs. tiltak *s*). Dette følger av at *matching*-metodens gode egenskaper forutsetter at all seleksjon til tiltak skjer på grunnlag av observerte kjennetegn. Jo flere kjennetegn som påvirker seleksjon og utfall, og som er inkludert i analysen, jo mer pålitelig kan den estimerte effekten regnes for å være. Vårt datasett gir informasjon om mange av de kjennetegnene som vi antar er av stor betydning for tiltaksdeltakelse og for utfallet. Mange av de *parametriske metodene* som vanligvis brukes i effektevalueringer (blant annet regresjon med minste kvadraters metode, som er mye brukt og relativt enkel), er basert på forutsetninger om hvordan den kausale

⁷ Gerfin and Lechner (2002) anbefaler at en kontrollerer dette ved å kalkulere den høyeste 10 prosent andelen av vektene i tiltaksgruppen i forhold til summen av vektene i sammenligningsgruppen. En verdi på mellom 17 og 55 prosent betraktes som akseptabel.

sammenhengen er, dvs. selve funksjonsformen, eller de pålegger restriksjoner for å identifisere effektparametrene. Slike forutsetninger er vanskelige å teste, og dersom de ikke er oppfylt, kan estimatene bli skjeve. Fordelen med *sannsynlighetsmatching*, på linje med andre ikke-parametriske metoder, er at det ikke er nødvendig å gjøre slike forutsetninger. Ulempen er at vi bare får estimert den gjennomsnittlige effekten for en gruppe av stønadsmottakere, vi får ikke estimert den betingede eller marginale effekten, gitt andre kjennetegn ved tiltaksdeltakere.

Vi betrakter hver individuelle observasjon i av utfallet, Y_{ji} og Y_{si} , som stokastiske variabler. De inneholder med andre ord en viss grad av tilfeldig støy i forhold til forventet eller gjennomsnittlig verdi. Dette kommer til uttrykk ved den empiriske variansen, dvs. variasjonen i Y -verdi rundt gjennomsnittet innenfor den gruppen vi ser på. Variansen, $\text{var}(Y_j)$ (gjennomsnittlig variasjon rundt gjennomsnittet), er gitt ved:

$$(3) \quad \text{var}(Y_j) = (1/(nj - 1)) \sum_i^{nJ} \{Y_{ji} - (1/nJ) \sum_i^{nJ} Y_{ji}\}^2$$

der $i = 1, 2, \dots, nJ$ og nJ = antall observasjoner i tiltak j og $\text{var}(Y_j)$ er variansen til Y_j .

Vår estimerte effekt, gitt ved differansen av *gjennomsnittene* for Y_{ji} og Y_{si} , er dermed også en stokastisk variabel og gir med en viss feilmargin et mål på forskjellen i forventet eller gjennomsnittlig verdi av utfallet Y . Gjennomsnittenes standardavvik kalles standardfeil (s_j) og er mindre enn standardavviket til de individuelle observasjonene, ved at variansen divideres med antall observasjoner i utvalget:

$$(4) \quad s_j = \sqrt{(1/nJ) \text{var}(Y_j)}$$

Variansen til differansen ($Y_j - Y_s$) er summen av variansene til Y_j og variansen til Y_s , og standardfeilen på estimatet ($Y_j - Y_s$) er lik kvadratroten av denne summen:

$$(5) \quad s(Y_j - Y_s) = \sqrt{\text{var}(Y_j) + \text{var}(Y_s)} = \sqrt{(s_j)^2 + (s_s)^2}$$

Under visse (relativt svake) forutsetninger vil estimatet (differansen $Y_j - Y_s$) ha en kjent stokastisk fordeling, nemlig en t-fordeling. For store utvalg ($n > 100$) er t-fordelingen og normalfordelingen ganske like. Dette kan utnyttes til å teste om effekten er lik null. I analysene som følger gjennomfører vi en slik test med sannsynlighetsnivå 0,05. Det innebærer at sannsynligheten for å forkaste en hypotese om at effekten er lik null, når den er riktig (noe vi selvsagt vil unngå), er mindre enn 5 prosent.

For hver estimerte effekt gjør vi en tosidig test av hypotesen om at effekten (forskjellen i gjennomsnittlig utfall) er lik null. Hypotesen forkastes dersom forholdet mellom den beregnede effekten og den beregnede standardfeilen er større (mindre) enn 1,96 (- 1,96). Tallet 1,96 er hentet fra standard normalfordelingen og gir en tosidig test med sannsynlighet 5 prosent. Dersom tallverdien av forholdstallet er større enn 1,96 (eller dersom tallverdien av estimatet dividert med 1,96 er større enn beregnet standardfeil), konkluderer vi med at beregnet effekt er signifikant forskjellig fra null på 5 prosents nivå.

4.2.3 Tiltaksgruppe og sammenligningsgruppe

Yrkeshemmede arbeidssøkere har ofte en viss utrednings- og ventefase før de kommer på tiltak. Før dette har de fleste hatt en periode på rehabilitering (12 måneder), og før det igjen en langvarig sykemelding (12 måneder eller mer). Så begynner omskoleringen. Etter endt attføringstiltak skal de, i teorien, være formidlingsklare til et nytt yrke eller nye arbeidsoppgaver på lik linje med en person som ikke har vært på attføring.

Formålet med analysen er å evaluere effekten av kvalifiseringstiltak for yrkeshemmede. Det er vår tiltaksgruppe. Kvalifiseringstiltak er hovedsaklig av to typer: *arbeidsmarkedsopplæring* (AMO) og *skolegang*. Formålet med disse tiltakene er at den opplæringen man får gjennom kurs og ordinær utdanning skal bidra til å øke vedkommendes sannsynligheten for å komme i jobb og helst bli værende i jobb.

Valget av sammenligningsgruppe er ikke trivielt. Kravet til sammenligningsgruppen er at den skal ligne så mye som mulig på den tiltaksgruppen vi skal evaluere. Mest vanlig er å bruke ikke-deltakere som sammenligningsgruppe. Tanken bak det er at alle arbeidssøkere i utgangspunkt er potensielle deltakere og ikke-deltagelse er det naturlige alternativet til deltagelse. I tilfellet med attføringstiltak er yrkeshemmede i vente og kartleggingsfasen ikke velegnet som ikke-deltaker gruppen. Det står i §11.9 i Folketrygdloven at man kan få attføringspenger i ventetid før, under og etter attføringstiltak. Da omfatter gruppen av personer i ventefase også de som venter på å få jobb (etter deltakelse på tiltak!). Det står også i forskriftene at attføring skal være forsøkt før uførepensjon bevilges. Mulig avganger er jobb og uførepensjon. De som fort kommer tilbake i ventefasen vil trolig komme på et eller annen tiltak etter hvert og er dermed ikke en bra sammenligningsgruppe. Problemet her er at for yrkeshemmede framstår ikke fravær av tiltaksdeltagelse som noe aktuelt alternativ. Det eneste aktuelle alternativ til å delta i et tiltak vil ofte være å delta i et annet tiltak (eller å delta i det samme tiltaket på et annet tidspunkt). Det mest hensiktsmessig (og interessante) er dermed å sammenlikne deltakere i ulike typer tiltak. Tre mulige grupperinger peker seg ut:

- 1) Den mest omfattende er å sammenligne alle *kvalifiseringstiltak* med den type tiltak som inneholder mest opplæring ellers, dvs. *praksisplasser* (PPL). Med praksisplasser foregår det mest av opplæring i jobbsammenheng, dvs. mens man jobber.
- 2) Et alternativ er å sammenligne ulike typer kvalifiseringstiltak. *AMO* kan sammenlignes med *skolegang*.
- 3) Det kan også være interessant å gruppere yrkeshemmede slik at de utgjør mest mulig homogene grupper, og der alternativt forløp virker så sannsynlig som mulig. *AMB* (2), dvs. arbeidsmarkedsbedrifter fase 2, skal være mer rettet mot overgang til arbeidslivet enn *skolegang*, som er opplæring i det ordinære utdanningssystemet.⁸ Med tanke på dette kan det være interessant å samle

⁸ Arbeidsmarkedsbedrift (AMB) blir delt i tre faser. Fase 1 er avklarings- og utprøvningsfasen, som varer opp til to måneder. Fase 2 er attføringsfasen, og kan sees som lønnet opplæring eller skole. Målet er å finne en ny arbeidsplass eller en utdanningsvei videre innen to år. De som er lærlinger her kan være i fase 2

deltakere i AMO og AMB (2) (tiltak A) og sammenline dem med deltakere i praksisplasser/arbeidspraksis (tiltak B), som kombinerer kursopplæring og praktisk opplæring på arbeidsplassen. Videre, for å maksimere sammenlignbarheten kan man utelatte fra PPL visse spesielle grupper, som for eksempel PPL for innvandrere, PPL for stoffmisbrukere, osv .

Vi tar utgangspunkt i individer som strømmer inn i de tiltakene som vi skal evaluere i 1997. Vi ser på vår- og høstkohorter av nye deltagere. For vårkohorten har vi tatt ut individer som starter deltagelse i tidsrommet februar-mai. Tilsvarende har vi tatt ut individer for høstkohorten som starter i tidsrommet august-november 1997.

Siden vi velger strøm *inn* må det gå en viss tid før vi kan evaluere mulige effekter. Man kan få attføringspenger og attføringsstønader i forbindelse med utdanningstiltak i opp til 3 år. Andre attføringstiltak er kortere. I tillegg kan man få attføringspenger i 6 måneder etter tiltak, så lenge en er tilmeldt arbeidskontoret som arbeidssøker. Aakvik et al. (2005) viser, på grunnlag av data fra 1989, at etter 3 år var det fortsatt 10 prosent av deltakerne på attføringstiltak som mottok attføringspenger.

For yrkeshemmede er registerdataene fullgode først etter at ansvarsreformen ble gjennomført i 1994. Samtidig er varighet av tiltak for yrkeshemmede betydelig lengre enn for deltakere i ordinære tiltak. Ettersom vi trekker fra strømmen inn i 1997, gir dette oss minst to år med data *før* start av eventuelt tiltaksperiode og fire til fem år til å evaluere effekten av tiltaket etterpå. Vi evaluerer tiltakseffekten på ulike tidspunkt som for eksempel 3, 4 og 5 år etter tiltakstart. Det burde være tilstrekkelig tid til å både gjennomføre et tiltak og å få noe tid til søke og finne en jobb etterpå. Det vil også i noen grad gi oss mulighet å undersøke utviklingen over tid.

For hvert individ har vi en rekke kjennetegn, slik som kjønn, alder, utdanning, bosted og arbeidsmarkedserfaring (målt ved antall år med positive pensjonspoeng). I tillegg har vi

lenger, til de har fått tatt fagbrevet. Fase 3 er tilbud om langsiktig sysselsetting, og er for arbeidstakere som har mindre sjanser til å få arbeid i det ordinære arbeidslivet.

registrert tidligere ledighetshistorie i form av antall måneder som hhv helt ledig, med ordinære tiltaksdeltagelse, med deltagelse på attføringstiltak og antall måneder vedkommende alt i alt har mottatt en eller annen trygdytelse. Disse forklaringsvariablene benyttes i probit-estimeringen, og danner dermed grunnlag for matching av deltaker og sammenligningsperson.

Vi begrenser analysen til individer i aldersgruppen 20-50 år. Etter at vi har trukket utvalg som beskrevet ovenfor, foretar vi først en probit estimering på hvert utvalg. Avhengig variabel er da deltagelse på tiltak. Deretter predikerer vi sannsynlighet (propensity score) for deltagelse (treatment) for hvert individ.

Før vi begynner med matching-prosedyre, må vi kontrollere for såkalt "common support". Det vil si vi må begrense oss til den delen av deltagergruppen og sammenligningsgruppen hvor fordelingen til propensity-score er overlappende. Dette gjøres for å sikre at det virkelig finnes sammenlignbare personer. Selve matchingen gjør vi på følgende måte: for hver deltager i , finner vi fra sammenligningsgruppen det individ som har minst absolutt forskjell i predikert sannsynlighet, og definerer vedkommende som en match for deltager i . Vi registrer dette matchede paret og legger sammenligningspersonen tilbake til sammenligningsgruppen for eventuelt å matches igjen med andre deltagere.

Vi foretar også en såkalt "reverse matching", dvs at vi tolker sammenligningsgruppen som deltagergruppe og deltagergruppen som sammenligningsgruppe, og foretar matching en gang til. Dette gjøres for å kontrollere at resultatene er robuste med hensyn til "hvilken vei" sammenligningen foretas.

Vi ser på utfall 3, 4 og 5 år etter tiltaksstart. For vårkohorten ser vi på utfall i april 2000, april 2001 og april 2002. For høstkohort ser vi tilsvarende på oktober 2000, oktober 2001 og oktober 2002. Ved å se på forskjellen i gjennomsnittlige utfall for deltagergruppe og sammenligningsgruppe, kan vi da avdekke forskjellen i kausal effekt mellom de to tiltakstypene.

4.2.4. Resultat

Tabell 6 viser statistikk for gjennomsnittlige predikerte sannsynligheter for deltagelse på de relevante tiltakene (propensity-score) for de tre grupper av tiltak vi skal evaluere, for både deltagergrupper og sammenligningsgrupper, før match og etter match. Vi ser f.eks. at for deltagelse på opplæringstiltak (deltagergruppe) vs praksisplass (sammenligningsgruppe), er gjennomsnittlig propensity-score *før match* for deltagere 0,4513, mens gjennomsnittet for sammenligningsgruppen er 0,3917. Etter matching er gjennomsnittlig propensity-score for sammenligningsgruppen nesten identisk med den for deltagere, hvilket indikerer en vellykket match. Dette gjelder for alle kohortene og for alle gruppene av tiltak. Resultatene fra "reverse match" vises i radene etter tittel "reverse matching". Når vi f.eks. betrakter praksisplass som deltagelse og opplæring som sammenligning for vår kohort, er gjennomsnittlig propensity score lik 0,3917 for begge gruppene etter match.

Tabell 6 tyder på at matchingsprosedyren er rimelig vellykket for alle deltagere og sammenligningsgrupper, og for alle kohorter. I appendiks Tabell 8 til Tabell 13 har vi også vist gjennomsnittlige verdier for alle kovariater som inngår i probit-estimering for propensity-score, for alle deltagere og sammenligningsgrupper og for alle kohorter. Gjennomsnittlige verdier av alle kovariater er nesten like for deltagergrupper og sammenligningsgrupper etter match. Det gjelder også for "reversed match".

Når vi har matchet deltagere og sammenligningspersoner, kan vi ved beregning av forskjeller i observerte gjennomsnittsutfall avdekke kausale effekter. Tabell 7 til 9 viser våre anslag på disse effektene. Vi ser først på effekten av deltagelse på opplæringstiltak i stedet for praksisplass for vårkohorten 1997. Deltagere på opplæringstiltak har gjennomsnittlig 6,9% lavere sannsynlighet for fortsatt å være på trygd enn deltagere i praksisplass. Etter 4 år er reduksjon i "trygdetilbøyelighet" steget til 10,4%. Dette tyder på en positiv effekt av opplæringstiltak i forhold til praksisplass, i form av reduksjon av trygdeavhengighet. Opplæringstiltak ser imidlertid ikke ut å være mer effektive enn praksisplasser når det gjelder å få folk tilbake i jobb. Forskjellen mellom de to tiltakene er ikke signifikant verken 3, 4, eller 5 år etter deltagelse. Derimot har deltagere på

opplæringstiltak bedre sjanse til gjenoppta ordinær utdanning, sammenlignet med deltagere på praksisplass. I hovedsak finner vi tilsvarende effekter for høstkohorten, bortsett fra at det her også ser ut til å være signifikant forskjell (til fordel for opplæringstiltak) i sannsynligheten for å være i jobb fem år etter tiltaksstart.

Tabell 6: Kvalitet av matching:

Opplæring vs praksisplass, vår					Høst kohort			
Vår kohort					Treated			
Treated					8396			
Control					4076			
					treated		control	
					mean	std	mean	Std
matching								
Unmatched:					0,4513	0,1205	0,3917	0,1141
Matched:					0,4513	0,1205	0,4513	0,1205
reverse matching								
Unmatched:					0,3917	0,1141	0,4513	0,1205
Matched:					0,3917	0,1141	0,3917	0,1141

Skole vs AMB fase 2 og AMO					Høst kohort			
Vår kohort					Treated			
Treated					6906			
Control					2295			
					treated		control	
					mean	std	mean	Std
matching								
Unmatched:					0,6657	0,1574	0,5237	0,1855
Matched:					0,6657	0,1574	0,6656	0,1574
reverse matching								
Unmatched:					0,5237	0,1855	0,6657	0,1574
Matched:					0,5237	0,1855	0,525	0,1831

Vår kohort					Høst kohort			
Treated					Treated			
Control					Control			
					treated		control	
					mean	std	mean	Std
matching								
Unmatched:					0,3717	0,154	0,274	0,1283
Matched:					0,3717	0,154	0,3717	0,1541
reverse matching								
Unmatched:					0,274	0,1283	0,3717	0,154
Matched:					0,274	0,1283	0,274	0,1283

Tabell 7: Effekt, opplæring vs praksisplass

vårkohort		
trygd		
apr.00	-0,0694	(0,0164)
apr.01	-0,1040	(0,0171)
apr.02	-0,0354	(0,0154)
jobb		
apr.00	-0,0170	(0,0169)
apr.01	0,0103	(0,0170)
apr.02	0,0276	(0,0171)
utdanning		
apr.00	0,0711	(0,0113)
apr.01	0,0506	(0,0100)
apr.02	0,0336	(0,0086)
høstkohort		
trygd		
okt.00	-0,0378	(0,0136)
okt.01	-0,1123	(0,0148)
okt.02	-0,0827	(0,0141)
jobb		
okt.00	-0,0064	(0,0146)
okt.01	0,0286	(0,0146)
okt.02	0,0672	(0,0146)
utdanning		
okt.00	0,1367	(0,0088)
okt.01	0,0810	(0,0075)
okt.02	0,0481	(0,0067)

Tabell 7 viser evaluering av ulike opplæringstiltak, dvs skolegang som alternativ til AMB fase 2 og AMO. Tabell 8 viser effekten av deltagelse på skolegang sammenlignet med deltagelse på AMB fase 2 og AMO. Vi ser at skolegang har en betydelig positiv effekt sammenlignet med AMB fase 2 og AMO etter nesten alle suksesskriterier. For vårkohorten har deltagere på skolegang en 11,41% reduksjon i trygdmottagelse 3 år etter deltagelse, sammenlignet med deltagere på AMB fase 2 og AMO. Det er også signifikant positiv effekt på sannsynligheten av å være i jobb og for å vende tilbake til ordinær utdanning, hhv. 3, 4 og 5 år etter deltagelse. For høstkohorten er effektene noe lavere, men likevel signifikant forskjellig fra null.

Tabell 8: Effekt, Skolegang vs AMB fase 2 og AMO

vårkohort		
trygd		
apr.00	-0,1141	(0,0260)
apr.01	-0,1486	(0,0271)
apr.02	-0,0909	(0,0250)
jobb		
apr.00	0,0734	(0,0260)
apr.01	0,0629	(0,0265)
apr.02	0,0540	(0,0267)
utdanning		
apr.00	0,0790	(0,0184)
apr.01	0,0435	(0,0165)
apr.02	0,0445	(0,0135)
høstkohort		
trygd		
okt.00	-0,0754	(0,0189)
okt.01	-0,1287	(0,0206)
okt.02	-0,0905	(0,0191)
jobb		
okt.00	0,0372	(0,0200)
okt.01	0,0889	(0,0202)
okt.02	0,0643	(0,0205)
utdanning		
okt.00	0,0368	(0,0160)
okt.01	0,0151	(0,0140)
okt.02	0,0071	(0,0104)

Når vi sammenligner AMB fase 2 og AMO med praksisplass (Tabell 9) ser vi at deltagere på AMB fase 2 og AMO har noe mindre sannsynlighet for å være i jobb og høyere sannsynlighet for å være i utdanning. Igjen finner vi lignende effekter for høstkohortene.

Tabell 9: Effekt, AMB fase 2 og AMO vs praksisplass

vårkohort		
trygd		
apr.00	0,0436	(0,0235)
apr.01	0,0285	(0,0236)
apr.02	0,0218	(0,0208)
jobb		
apr.00	-0,0466	(0,0235)
apr.01	-0,0601	(0,0235)
apr.02	-0,0511	(0,0236)
utdanning		
apr.00	0,0353	(0,0141)
apr.01	0,0346	(0,0125)
apr.02	0,0203	(0,0101)
høstkohort		
trygd		
okt.00	0,0269	(0,0195)
okt.01	0,0130	(0,0203)
okt.02	0,0087	(0,0189)
jobb		
okt.00	-0,0359	(0,0200)
okt.01	-0,0247	(0,0202)
okt.02	-0,0108	(0,0202)
utdanning		
okt.00	0,0866	(0,0122)
okt.01	0,0537	(0,0105)
okt.02	0,0199	(0,0089)

Note: de tiltakene som er rettet mot svake grupper (rusmisbrukere osv) er utelukket fra praksisplass tiltaksgruppen.

5. Voksenrett og effekten på rekruttering til og gjennomføring av videregående utdanning.

5.1 Innledning

Med Reform 94 fikk all ungdom rett til videregående opplæring innenfor en tidsfrist på 4 år etter fullført grunnskole. Seinere, i den nye opplæringsloven, ble dette utvidet til 5 år (6 år dersom opplæringen blir gitt i bedrift). Denne retten er den såkalte *ungdomsretten*. For å øke kompetansen blant voksne arbeidstakere ble denne retten i den nye opplæringsloven utvidet til å gjelde alle personer født før 1978 (gyldig fra skoleåret 2000/2001). Denne retten kalles *voksenretten*. Det første året gjaldt denne retten personer som var 23 år eller eldre, året etter gjaldt den for personer 24 år og eldre, osv. De som faller mellom ungdoms- og voksenretten - dvs. personer som har hatt ungdomsrett uten å benytte seg av den innen tidsfristen - har ikke lenger lovfestet rett til gratis videregående opplæring.

Utdanningsnivået i Norge er høyt. Likevel har 19 prosent av den voksne befolkning (20 år eller eldre) grunnskole som høyeste fullført utdanning. Ytterligere 28 prosent av befolkningen har to år eller mindre videregående skole som høyeste fullført utdanning.⁹ Dette innebærer at nærmere halvparten av den voksne befolkning ikke har fullført 3 års videregående skole. Voksne med lite utdanning står generelt sett svakere rustet i arbeidsmarkedet enn personer med høyere utdanning.

I dette notatet tar vi utgangspunkt i voksne personer som har opplevd arbeidsledighet i løpet av de siste 15 årene. Spesielt undersøker vi om innføring av voksenrett for denne gruppen har bidratt til økt utdanningstilbøyelighet. Vi måler effekten av voksenrett på både rekruttering til videregående opplæring og gjennomføring av påbegynt utdanning.

⁹ Tallene er hentet og bearbeidet fra SSB's "Utdanningsnivå i befolkning", Tabell 4: Personer 16 år og over, etter alder, kjønn og høyeste fullførte utdanning (nivå og fagfelt). 1. oktober 2004.
<http://www.ssb.no/utniv/tab-2005-08-26-04.html>

5.2 Utdanningsreformene: Lovverket og endringer over tid

Reform 94

Målet med reform 94 var å sikre all ungdom rett til videregående opplæring, forenkle utdanningsstrukturen og gjøre den mer fleksibel, og om mulig å forebygge forsinkelser i gjennomføringen av videregående utdanning). Bakgrunnen er en lov fra 1974 som skulle sikre alle rett til videregående utdanning, men pga. kapasitetsproblemer vedtok man å vente til skolesystemet var godt nok utbygget til at alle kunne få et tilbud.

De viktigste punktene i reformen var:

- All ungdom mellom 16 og 19 år skal ha rett til treårig videregående utdanning, bestående av grunnkurs, og videregående kurs 1 og 2 (VK1 og VK2). Der det finnes lærlingordninger skal elevene få toårig lærlingplass etter VK1.
- Fylket skal forplikte seg til å innføre en oppfølgingstjeneste for alle som har rett til inntak, men som verken går på skole eller har jobb.
- Bygge ned forskjellene mellom yrkesopplæring og allmennfaglig opplæring ved å gi plass til mer teoretiske fag på grunnkurs og VK2 slik at også yrkesskoleelever får studiekompetanse.
- Bygge ned antall grunnkurs fra 115 til 13. Mening var å få en struktur hvor grunnkurs i større grad skulle gi et grunnlag og større fleksibilitet for videre valg på VK1/VK2. Et slik forenkling skulle også innebære at man skulle unngå å måtte ta nytt grunnkurs ved evt. skifte av studieretning. Den kraftige innskrenkning av grunnkurs ville også bidra til å gjøre det lettere og mer oversiktlig for elevene å velge.

Hvem har rett til videregående opplæring?

Ungdomsretten (sist utvidet høst 2000)

I henhold til Opplæringslovens §3-1 har ungdom som har fullført grunnskolen (eller tilsvarende) rett til 3 års heltids videregående opplæring. Hele retten må normalt tas ut innen 5 år at grunnskolen er fullført (retten ble utvidet fra 4 til 5 år i august 2000). Retten til videregående opplæring blir etter søknad om omvalg utvidet med inntil ett opplæringsår. Søkere har rett til inntak på ett av tre grunnkurs og til 2 års videregående

opplæring som bygger på grunnkurset. Elever som har rett til spesialundervisning har rett til videregående opplæring i inntil 2 år ekstra når eleven trenger det i forhold til opplæringsmålene for den enkelte.

Loven om rett til 3 år videregående utdanning innen en 5-års periode innebærer at eleven kan ta opp til to "ventear" før eller i løpet av opplæringen, uten å miste retten. Eleven bruker av retten når han/hun tar kurs som følger læreplaner for offentlige videregående skoler ved offentlige og godkjente private skoler. I opplæringslovens forstand er det bare offentlige skoler og godkjente privatskoler som kan sette standpunktkarakterer. Ungdom med opplæringsrett etter opplæringsloven § 3-1, bruker ikke av opplæringsretten sin dersom de velger å ta utdanning som privatister.

Voksenrett (i kraft fra 1.august 2000, gjelder for skoleåret 2000-2001)

Etter Opplæringsloven §4 A-3 har voksne, født før 1. januar 1978, som har fullført grunnskolen eller tilsvarende, men ikke fullført videregående opplæring, etter søknad rett til videregående opplæring. Personer født i 1978 eller senere som ikke har benyttet seg av sin rett til videregående i henhold til § 3-1 har ikke rett til videregående opplæring som voksne.

Innføringen av voksnes rett til videregående opplæring er et tiltak i Kompetansereformen.¹⁰ Voksenretten innebærer en tilrettelagt opplæring basert på vurdering og verdsetting av realkompetanse (ett av prinsippene i Kompetansereformen), ofte med resultat at det gis et avkortet opplæringstilbud. I 2003 ble Opplæringsloven § 4a-3 utvidet slik at voksne som i dag har rett til videregående opplæring, også fikk rett til realkompetansevurdering med sikte på arbeid. Tidligere har denne retten bare blitt gjort gjeldende for voksne som grunnlag for opptak til videregående opplæring. Dette innebærer at personer som ikke ønsker å søke opplæring også vil kunne få realkompetansen sin vurdert.

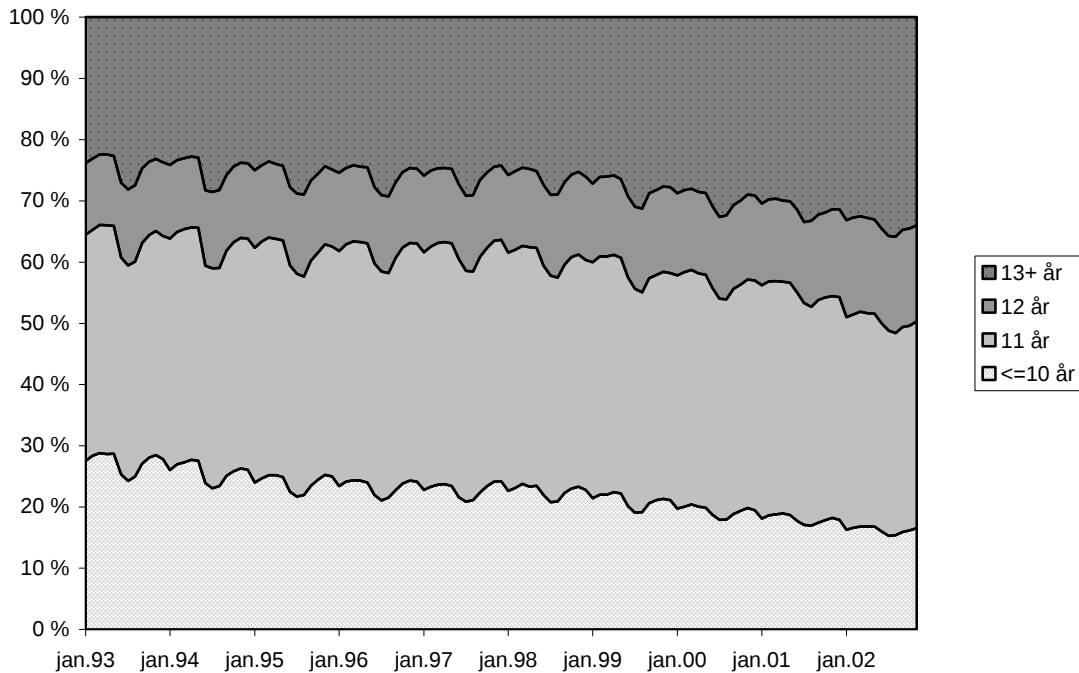
¹⁰ Kompetansereformen ble vedtatt av Stortinget i januar 1999 (St. melding nr. 42, 1997-1998). Bakgrunn for reformen er en erkjennelse av at kompetanseutvikling er et viktig satsingsområde for Norge. Formålet med reformen er å sikre Norge det nødvendige kompetanseløft for fremtiden. Dette med tanke på at Norge er en aktør i en globalisert økonomi hvor kompetanse (reel og uformell) er avgjørende for bedriftenes konkurranseevne.

5.3 Data og beskrivende statistikk

Vi benytter administrative register data (hentet fra Aetats SOFA/ARENA registre) som utgangspunkt for uttak av observasjoner som skal danne grunnlag for å analysere effekten av voksenrett. Dataene angir ledighetsstatus for hver kalendermåned. For hvert individ i SOFA-registeret kobler vi til informasjon hentet fra andre administrative registre for å definere arbeidsmarkedstilstanden for hver måned; se for øvrig diskusjon om datagrunnlag i kapittel 2.

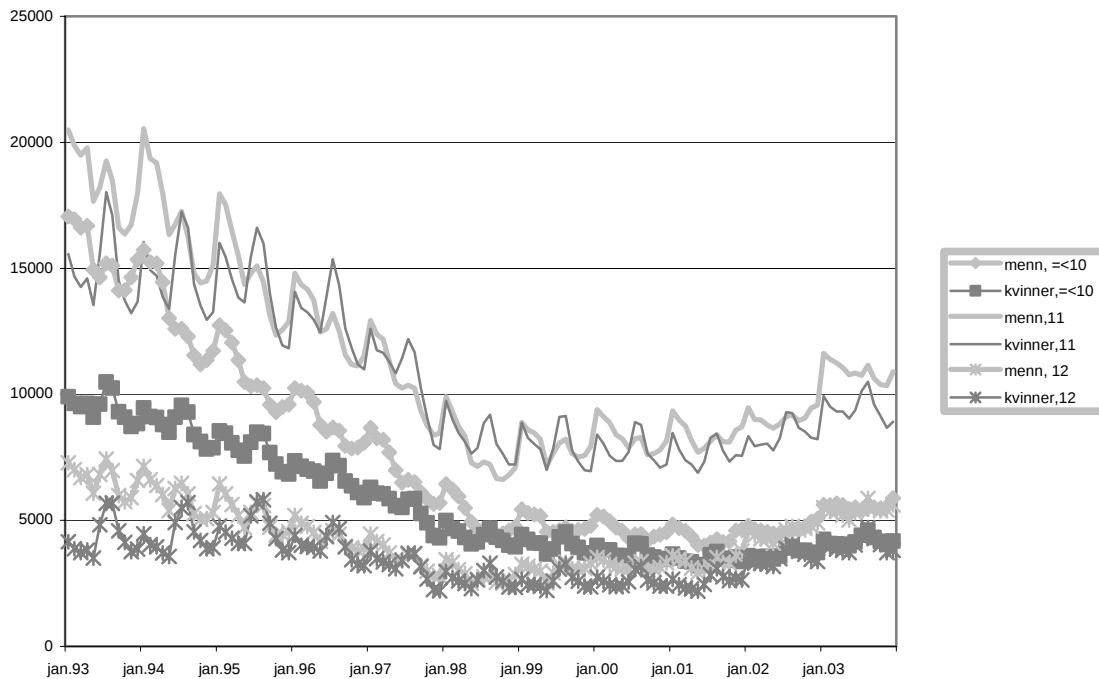
Vi beskriver først noen sentrale trekk ved utviklingen for de personene som inngår i datamaterialet. Figur 25 viser utviklingen i utdanningsnivå blant arbeidsledige personer i perioden 1993-2003. Mens andelen med 11 og 12 års utdanning har holdt seg stabil i hele perioden, har andelen med bare grunnskoleutdanning gått omlag like mye ned som andelen med 13 års utdanning eller mer har gått opp. I januar 1993 hadde 28 prosent av alle de helt ledige 10 års utdanning eller mindre. Elleve år etter, i desember 2003 var andelen gått ned til 17 prosent. I januar 1993 hadde 24 prosent av de ledige gjennomført videregående utdanning eller høyere mens andelen hadde økt til 34 prosent desember 2003.

Figur 25: Helt ledige etter utdanningsnivå (andel i prosent) i perioden 1993-2003.



Figur 26 viser utviklingen i antallet helt ledige menn og kvinner fordelt etter utdanning. Figuren viser nedgang i åpen ledighet fra andre halvdel av 1990-tallet. Reduksjon var spesielt kraftig i gruppen med ett års videregående utdanning, der antallet ledige ble halvert. Figuren viser også at utviklingen i arbeidsledigheten er mindre konjunkturavhengig for personer med fullført videregående utdanning enn for personer med lavere utdanning. Sist, men ikke minst, illustrerer Figur 26 at gapet i ledighet mellom menn og kvinner i den laveste utdanningskategorien (de to linjene i midten) er blitt borte i perioden 1993-2003, som følge av en sterk reduksjon i antallet arbeidsledige menn med lav utdanning

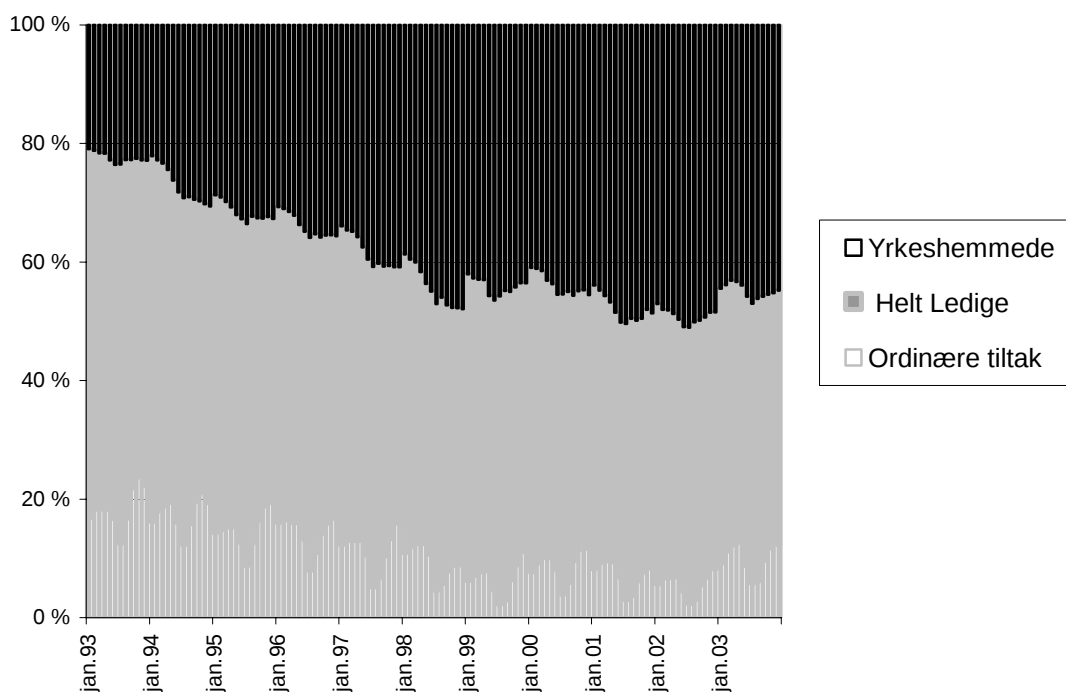
Figur 26: Antall helt ledige etter kjønn og utdanningsnivå.



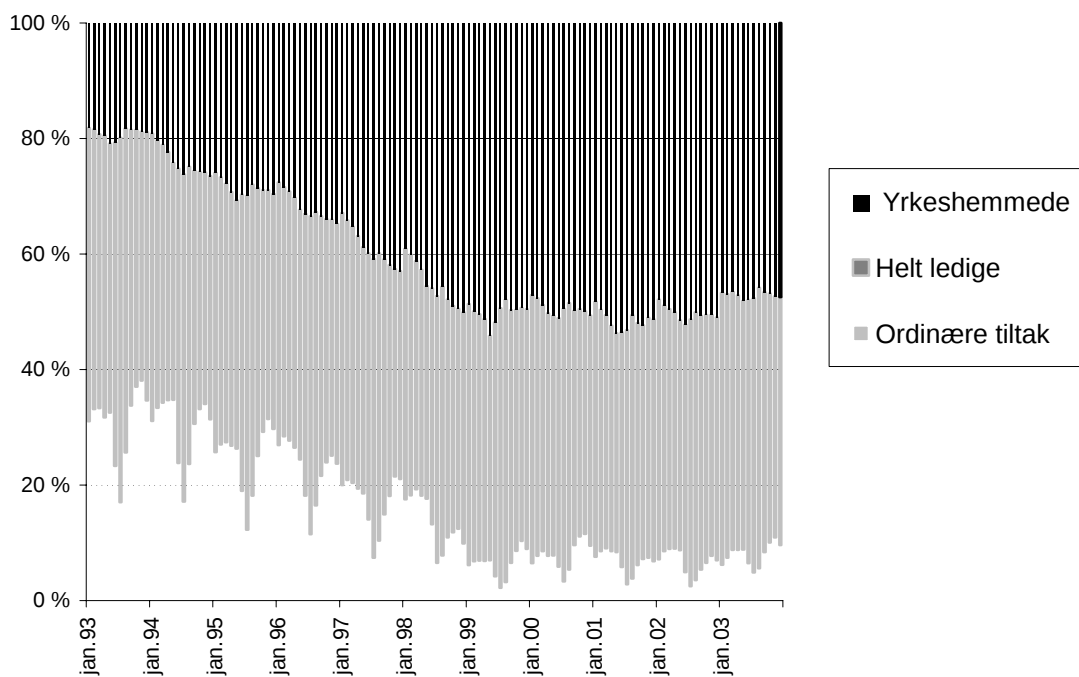
De neste tre figurene viser fordelingen av arbeidssøkere etter ledighetsstatus for de tre utdanningskategoriene innen videregående, 10, 11 og 12 års utdanning. En sammenligning av Figur 27 og Figur 28 viser at andelen i ordinære tiltak er betydelig lavere blant dem med 10 års utdanning enn blant dem med 11 års utdanning i perioden frem til 1999. Nærmere 40 prosent av arbeidsledige med 11 års utdanning deltok på ordinære arbeidsmarkedstiltak i midten av 90-tallet, mot 20 prosent blant dem med 10 års utdanning.

Andelen arbeidssøkere som har en yrkeshemming har økt i perioden 1993-2003, både blant dem med 10 år utdanning og blant dem med 11 og 12 års utdanning. I 1993 var andelen yrkeshemmede omtrent lik for alle tre utdanningsnivåene, på ca 20 prosent. I 2003 var nærmere halvparten arbeidssøkerne yrkeshemmede.

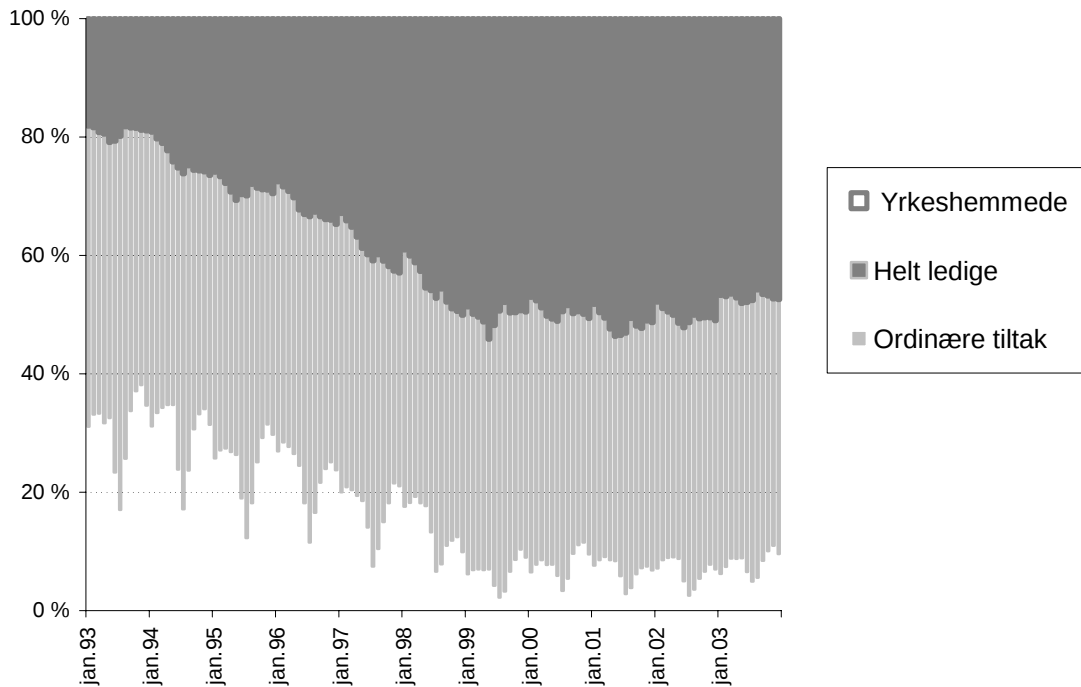
Figur 27: Arbeidssøkere med 10 års utdanning etter ledighetsstatus



Figur 28 Arbeidssøkere med 11 års utdanning etter ledighetsstatus.



Figur 29: Arbeidssøkere med 12 års utdanning etter ledighetsstatus.



5.4 Evalueringsopplegg for effekten av voksenrett

Voksenretten går ut på at alle personer født før 1978 med fullført grunnskole har – etter søknad – rett til gratis videregående opplæring. Et viktig formål med innføring av voksenretten er å øke kvalifikasjonsnivået i befolkningen. Registrerte arbeidsledige og yrkeshemmede er to grupper som står svakt på arbeidsmarkedet. Når de i tillegg har lite utdanning, sliter de spesielt mye med å skaffe seg et levebrød. Dermed er disse to gruppene viktige målgrupper for voksenopplæring og en interessant gruppe å fokusere på når man skal studere effekten av innføring av voksenrett.

Hva kjennetegner personer som bruker voksenrett blant ordinære arbeidssøkere og yrkeshemmede? Hvilke effekt har innføring av voksenrett for dem som er potensielt interesserte i å ta videregående utdanning i disse to gruppene? Rekrutteres det flere til videregående som en kausal effekt av voksenretten?

Vi studerer effekten av voksenrett på to måter. Først analyserer vi effekten av voksenrett på rekruttering til videregående skole. Deretter studere vi effekten på gjennomføringsgraden. Begge mål er viktige. Metoden vi bruker til å estimere disse to effektene heter forskjell-i-forskjell (FF). I tillegg bruker vi forløpsanalysen til å studere overgangen fra ledighet til en rekke tilstander, blant annet utdanning for målgruppen for voksenrett.

5.4.1 FF-metoden

FF-metoden er en enkel ikke-parametrisk metode som etterligner et naturlig eksperiment, og som egner seg til å studere både rekrutteringseffekten og gjennomføringseffekten av voksenrett. Opplæringsloven er formulert slik at fra og med høsten 2000 reduseres retten trappevis mhp. alder, se Tabell 10. I 2000 gjelder voksenretten for alle 23-åringer og eldre, i 2001 gjelder for 24-åringer og eldre, osv. Dette gir mulighet til å bruke variasjon i tidshorisonten (voksenretten gjelder i 2000, men ikke før) i kombinasjon med fødselsår til å skape en naturlig-eksperiment-liknende situasjon.

FF-metoden er spesielt godt egnet når slike brudd oppstår. Dersom det ikke skjer noen andre viktige makroøkonomiske hendelser som påvirker sammensetning av 23-åringer i år 2000, og 23-åringer to år senere, og heller ikke i andelen som tar voksenopplæring, kan eventuelle forskjeller i atferd tilskrives innføring av voksenrett.

Tabell 10: Rett (J) og ikke rett (N) til voksenopplæring over tid, for ulike aldersgruppe og skoleår (fødselsår i parentes).

	1998-99	1999-00	2000-01	2001-02	2002-03
22 år	N (1976)	N (1977)	N (1978)	N (1979)	N (1980)
23 år	N (1975)	N (1976)	J (1977)	N (1978)	N (1979)
24 år	N (1974)	N (1975)	J (1976)	J (1977)	N (1978)
25 år	N (1973)	N (1974)	J (1975)	J (1976)	J (1977)
26 år	N (1972)	N (1973)	J (1974)	J (1975)	J (1976)

Dessverre er det flere faktorer som kan forstyrre tolkningen av resultatene. Generelt vil man helst ha så lite støy som mulig. En mulig kilde til støy er ungdomsretten; man skal normal avslutte videregående opplæring innen året vedkommende fyller 22 år, men

perioden kan bli utvidet til man fyller 23 eller 24 år dersom eleven er i en lærebedrift og gjør et omvalg. Dermed kan vi ikke utelukke at 23 og 24-åringene som ikke er omfattet av voksenretten allikevel er omfattet av ungdomsretten. At annet mulig problem er at det ofte viser seg å være fordelaktig å studere effekter av reformer etter at de har virket en stund.

En annen kilde til støy i estimering av effekten av voksenrett er at innføringen av voksenretten er en del av kompetansereformen. Realkompetanse består av all formell og uformell kompetanse personer har. Gjennom realkompetansevurdering kan voksne få godkjent hele fag eller deler av fag hvis de har fagrelevante kunnskaper fra arbeidslivet eller andre læringssentre. Godkjent realkompetanse er i følge Opplæringsloven likeverdig med annen kompetanse. Voksne som har fått godkjent realkompetanse kan få tilbud om restopplæring. Alt dette innebærer at man kan få godkjent utdanning på videregående skole uten å ha tatt flere fag. Man kan dermed ikke vite om økt kompetanse fra et år til den neste er et resultat av at man har tatt mer utdanning på videregående nivå eller godkjenning av utdanning man har på forhånd.

Det at valget av fødselsår for å være berettiget til voksenrett ble holdt fast, er gunstig fra et analytisk synspunkt. Samtidig er det slik at FF-metoden strengt tatt kun kan si noe om effekten for dem i 20-årene. Jo større avstand med hensyn til alder, jo mindre sikre kan vi være på at de estimerte effektene ville gjelde for den gruppen vi ønsker å si noe om (de med voksenrett).

Til sist: FF-metoden tar ikke hensyn til endringer i sammensetningen av tiltaksgruppen (har voksenrett) og kontrollgruppen (har ikke voksenrett). For at disse gruppene skal kunne sammenlignes, og eventuelle forskjeller bli oppfattet som en konsekvens av innføring av voksenrett, må de gruppene som sammenlignes være sammenlignbare, dvs. at de skal være tilnærmet like med hensyn til både observerte og uobserverte kjennetegn. Dersom gruppene er forskjellige kan vi ikke være sikre på om estimerte effekter skyldes innføring av voksenrett eller ikke.

I denne delstudien fokuserer vi på voksne født i perioden 1974-1980 som er registrert arbeidsledig og som har gjennomført grunnskole, men ikke videregående skole. For alle disse individene har vi opplysninger om alder, kjønn, arbeidsmarkedsstatus, utdanning, trygd og lønn for perioden 1994-2003. Fra denne populasjonen velger vi ulike utvalg som varierer med hensyn til aldersgruppe og tidsrom, avhengig av hvordan tiltaks- og kontrollgruppene defineres.

For å estimere effekten av rekrutteringsgrad ved bruk av forskjell-i-forskjell-metoden gjør vi følgende: Vi beregner andel i et utfall Y for to ulike aldersgrupper på to ulike tidspunkter. For eksempel viser første hakeparentes i likning (6) andelene blant 23-åringer som blir rekruttert til videregående skole i skoleåret 2001-2002 og i skoleåret 2002-2003, mens andre hakeparentes viser tilsvarende andeler for 25 åringer.

$$(6) \quad FF = (Y1^{2001-02} - Y1^{2002-03})^{23\text{år}} - (Y1^{2001-02} - Y1^{2002-03})^{25\text{år}}$$

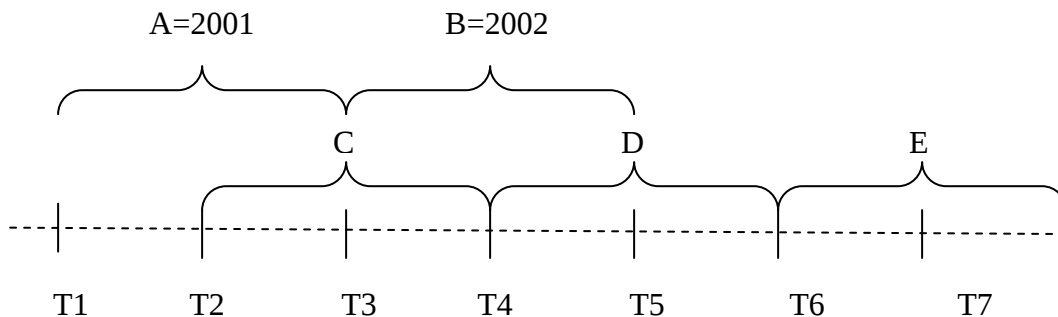
23-åringer i skoleåret 2001-2002 har rett til voksenopplæring, mens 23 åringer i skoleåret 2002-2003 ikke har det. Differansen i andelen påbegynt utdanning disse to skoleårene skal fange opp effekten av voksenretten. I tillegg vil det også fange opp andre faktorer som inntreffer samme i tidsrom. Dette er grunnen til at vi også undersøker utviklingen i samme tidsperioder for en eldre aldersgruppe som ikke opplevde å miste rettighetene til voksenopplæring. Eventuelle forskjeller mellom disse to skoleårene for 25-åringer tolkes som makroøkonomiske effekter som inntreffer i samme tidsrom. Dermed, ved å gjøre tilsvarende øvelse som for 23 åringer for ungdom i en annen aldersgruppe som ikke endrer voksenrettstatus, får vi kontrollert for kalendertidseffekter.

Datagrunnlaget har en variabel som antar verdi 1 dersom personen deltar på voksenrett og 0 ellers. Dessverre viser det seg variabelen er mangelfull og tilgjengelig kun fram til slutten av 2001, dvs. fram til første året voksenrett gjaldt. Derfor har vi brukt opplysninger om pågående utdanning på videregående skole som et alternativt mål på rekruttering til voksenopplæring. Denne variabelen er hentet fra utdanningsregisteret til Statistisk sentralbyrå.

Vi har estimert likning (6) med utgangspunkt i forskjellige utvalg trukket fra gruppen ledige som omfatter alle individer født i perioden fra 1974 til 1980 med gjennomført grunnskoleutdanning, men ikke videregående skole. *Ut1_ledige* omfatter alle som er meldt i Aetats register som helt ledige én eller flere måneder i løpet av det året vi undersøker rekrutteringsatferd. *Ut2_YHSK* omfatter deltakere på skolegang (attføringstiltak). *Ut3_AMO* omfatter deltakere på AMO (ordinære arbeidsmarkedstiltak). Vi har brukt Aetats register til å definere disse variablene. Til sist, *Ut4_alle* setter ingen betingelse til type tilstand de aktuelle årene, slik at den eneste betingelsen er at de må ha vært meldt til Aetat sitt register en eller annen gang i løpet av perioden 1993-2003.

Figur 30 viser tidsrammene for analysene. A og B utgjør et helt år, fra januar til desember. C,D,E utgjør et skoleår, dvs. fra august til august. Personer som blir trukket på grunnlag av kjennetegn i A blir evaluert ut fra kjennetegn i C, eller D-C. Personer som blir trukket på grunnlag av kjennetegn i B (B-fødselsår og SOFA-søker tilstand) blir evaluert ut fra kjennetegn i D (*voksenrett, pågående utd. og fullført utd.*) , og E-D (*mer utd.*).

Figur 30: Tidsperspektivet brukt i analysene.



Tabell 11 viser resultatene, der de første kolonnene viser antall observasjoner, andelen i de ulike utfall i 2001 med tilhørende standardfeil. De tre neste kolonnene viser tilsvarende tall for 2002. De to siste kolonnene viser FF-estimat og standardfeil, der estimatet er uthevet dersom estimatet er signifikant på 1 prosent nivå. For eksempel, var det i 2001 5.255 ungdommer i 23-årsalderen som meldte seg som helt ledige og som ikke hadde gjennomført videregående skole. Denne gruppen hadde voksenrett. Av disse var det 16 prosent som gikk på videregående utdanning i løpet av skoleåret 2001-2002 (*pågående utd*), men som ikke gjennomførte den påbegynte utdanningen, og ytterligere 9

prosent som gjennomførte den påbegynte utdanningen (*fullført utd*). Men det var kun 0,2 prosent som benyttet voksenretten i 2001 (*voksrett*) i følge offisielle tall, noe som er høyst usannsynlig og viser at voksenrett slik det ble registrert i utdanningsregisteret ikke kan brukes til forskningsformål. Til sist var det 7 prosent som fikk tilskrevet et nytt utdanningsår.

Tabell 11: FF-estimaten for 23-25 åringer i 2001 og 2002. Gruppe B er ikke omfattet av voksenrett: 23 åringer i 2002. A, C og D er omfattet av voksenrett.

	23 år	2001		2002				
	N	gjsnitt	st. err	N	gjsnitt	st. err	FF- means ¹	st. err ²
Ut1-ledige		A		B			(A-B)-(C-D)	
pågående utd	5255	0,159	0,005	5751	0,135	0,005	0,006	0,010
voksrett		0,002	0,001		0,000	0,000	-0,001	0,001
fullført utd		0,088	0,004		0,097	0,004	-0,001	0,008
mer_utd		0,074	0,004		0,038	0,003	0,003	0,006
	25 år	C		D				
pågående utd	5040	0,150	0,005	5248	0,131	0,005		
voksrett		0,002	0,001		0,000	0,000		
fullført utd		0,092	0,004		0,099	0,004		
mer_utd		0,074	0,004		0,040	0,003		
Ut2_YHSK	23 år							
pågående utd	785	0,373	0,017	593	0,209	0,017	0,083	0,032
voksrett		0,004	0,002		0,000	0,000	0,003	0,003
fullført utd		0,208	0,014		0,125	0,014	0,041	0,026
mer_utd		0,127	0,012		0,078	0,011	0,009	0,022
	25 år							
pågående utd	923	0,291	0,015	775	0,210	0,015		
voksrett		0,002	0,002		0,001	0,001		
fullført utd		0,166	0,012		0,124	0,012		
mer_utd		0,126	0,011		0,085	0,010		
Ut3_AMO	23 år							
pågående utd	574	0,420	0,021	586	0,500	0,021	0,029	0,004
voksrett		0,017	0,005		0,002	0,002	0,000	0,000
fullført utd		0,280	0,019		0,411	0,020	0,009	0,003
mer_utd		0,131	0,014		0,078	0,011	0,003	0,003
	25 år							
pågående utd	604	0,401	0,020	479	0,486	0,023		
voksrett		0,013	0,005		0,000	0,000		
fullført utd		0,013	0,005		0,000	0,000		
mer_utd		0,262	0,018		0,415	0,023		

Ut4_ALLE	23 år							
pågående utd	27827	0,187	0,002	27919	0,113	0,002	0,006	0,042
voksrett		0,001	0,000		0,000	0,000	0,002	0,007
fullført utd		0,101	0,002		0,077	0,002	0,023	0,040
mer_utd		0,092	0,002		0,065	0,001	-0,017	0,026
	25 år							
pågående utd	29201	0,141	0,002	27622	0,095	0,002		
voksrett		0,001	0,000		0,000	0,000		
fullført utd		0,085	0,002		0,069	0,002		
mer_utd		0,075	0,002		0,051	0,001		

1. FF-means= (a-b)-(c-d).

2. Standardfeil (=st.err.) = $\sqrt{s_1^2 + s_2^2}$ der $s_1^2 = \text{var}(a) + \text{var}(b)$ og $s_2^2 = \text{var}(c) + \text{var}(d)$.

Tabell 11 viser også at andelen som tok videregående utdanning i perioden 2000 -2002 er størst blant ordinære arbeidssøkere som også deltok på ordinære AMO-tiltak forutgående år: andelen er mellom 40 og 50 prosent. Blant dem som var meldt som yrkeshemmede deltakere på skolegang var andelen på voksenopplæring på mellom 20 og 40 prosent i 2001-2002. Andelen som deltok på voksenopplæring var minst når man ser på alle personer som er meldt i SOFA-registeret og tyder på at deltakere på kvalifiseringstiltak har større tilbøyelighet til å ta utdanning på videregående skolenivå enn andre ledige. Om det er slik at de tar videregående utdanning som en del av arbeidsmarkedstiltaket eller ikke sier ikke disse tallene noe om. I denne sammenheng kan det mines om at voksne elever som benytter seg av voksenrett også har rett til lån og stipend fra Statens Lånekaske for Utdanning på linje med studenter. Deltakere på AMO får kurspenger.

Resultatene fra tabell 11 viser at effekten av voksenrett ser ut til å være positiv for sannsynligheten for å begynne på en videregående utdanning for både dem som har gått på attføringstiltak skolegang og for dem som nylig deltok på AMO. Effekten ser ut til å være sterkest for personer med nylig deltakelse på skolegang. For eksempel viser første linje for utvalget Ut2_YHSK at effekten av voksenrett på rekruttering til videregående er 0,083. Dette tallet reflekterer at andelen som tok voksenopplæring falt med 8 prosentpoeng mer for 23-åringene (som var omfattet av voksenretten første året men ikke andre året) enn den gjorde for 25-åringene (som var omfattet av voksenrett begge årene). Omlag halvparten av differansen vi observerer i rekrutteringsadferd for 23-åringene i 2001 og 2002 skyldes makroøkonomiske effekter, målt ved den tilsvarende differansen for 25-

åringer (0,29-0,21= 0,08). Resten er den estimerte effekten av selve vokseretten, antatt at sammensetningen av ungdommene i disse aldersgruppene ikke endret seg vesentlig fra den ene året til det neste.

Tabell 12: FF-estimatene for 23-26 åringer i 2000 og 2002. Gruppe B er ikke omfattet av voksenrett:23 åringer i 2002. A, C og D er omfattet av voksenrett.

		2000			2002			
	N	gjsnitt	st. err	N	gjsnitt	st. err	FF- means	st. err.
Ut1-ledige	23 år	A			B		(A-B)-(C-D)	
pågående utd	5067	0,218	0,006	5751	0,272	0,006	-0,010	0,010
voksrett		0,034	0,003		0,018	0,002	0,016	0,003
fullført utd		0,130	0,005		0,154	0,005	0,010	0,009
mer_utd		0,049	0,003		0,078	0,004	-0,029	0,006
	26 år	C			D			
pågående utd	5269	0,086	0,004	5182	0,129	0,005		
voksrett		0,001	0,000		0,000	0,000		
fullført utd		0,062	0,003		0,096	0,004		
mer_utd		0,033	0,002		0,033	0,002		
Ut2_YHSK	23 år							
pågående utd	730	0,448	0,018	593	0,381	0,020	0,147	0,033
voksrett		0,041	0,007		0,022	0,006	0,018	0,010
fullført utd		0,216	0,015		0,202	0,017	0,069	0,027
mer_utd		0,110	0,012		0,098	0,012	0,027	0,021
	26 år							
pågående utd	1043	0,125	0,010	753	0,205	0,015		
voksrett		0,003	0,002		0,001	0,001		
fullført utd		0,081	0,008		0,137	0,013		
mer_utd		0,064	0,008		0,080	0,010		
Ut3_AMO	23 år							
pågående utd	880	0,441	0,017	586	0,295	0,019	0,55	0,036
voksrett		0,174	0,013		0,014	0,005	0,161	0,014
fullført utd		0,311	0,016		0,191	0,016	0,482	0,033
mer_utd		0,074	0,009		0,089	0,012	0,036	0,020
	26 år							
pågående utd	862	0,104	0,010	465	0,512	0,023		
voksrett		0,001	0,001		0,002	0,002		
fullført utd		0,073	0,009		0,434	0,023		
mer_utd		0,031	0,006		0,082	0,013		

Ut4_ALLE	23 år							
pågående utd	27622	0,238	0,003	27919	0,303	0,003	-0,044	0,004
voksrett		0,013	0,001		0,013	0,001	0,001	0,001
fullført utd		0,132	0,002		0,156	0,002	-0,008	0,003
mer_utd		0,072	0,002		0,086	0,002	-0,004	0,003
	26 år							
pågående utd	33184	0,063	0,001	29201	0,085	0,002		
voksrett		0,000	0,000		0,001	0,000		
fullført utd		0,044	0,001		0,061	0,001		
mer_utd		0,029	0,001		0,039	0,001		

Tabell 13: FF-estimaten for 21 og 23 åringer i 1999 og 2000. Gruppe D er omfattet av voksenrett: 23 åringer i 2002. A, B og C er ikke omfattet av voksenrett.

		1999			2000			
	N	gjsnitt	st. err	N	gjsnitt	st. err	FF- means	st. err.
Ut1_ledige	21 år	A			B		(D-C)-(B-A)	
pågående utd	5664	0,262	0,006	5371	0,248	0,006	0,013	0,011
Voksrett		0,039	0,003		0,021	0,002	-0,004	0,005
fullført utd		0,130	0,004		0,131	0,005	-0,002	0,009
mer_utd		0,028	0,002		0,058	0,003	-0,015	0,005
	23 år	C			D			
pågående utd	5914	0,195	0,005	5141	0,195	0,006		
Voksrett		0,045	0,003		0,023	0,002		
fullført utd		0,111	0,004		0,110	0,004		
mer_utd		0,026	0,002		0,040	0,003		
Ut2_YHSK	21 år							
pågående utd	339	0,395	0,027	445	0,382	0,023	-0,010	0,046
Voksrett		0,032	0,010		0,020	0,007	-0,008	0,016
fullført utd		0,227	0,023		0,227	0,020	-0,044	0,038
mer_utd		0,086	0,015		0,092	0,014	0,033	0,026
	23 år							
pågående utd	503	0,364	0,021	570	0,340	0,020		
Voksrett		0,040	0,009		0,019	0,006		
fullført utd		0,199	0,018		0,154	0,015		
mer_utd		0,064	0,011		0,104	0,013		
Ut3_AMO	21 år							
pågående utd	681	0,254	0,017	757	0,231	0,015	0,008	0,005
Voksrett		0,073	0,010		0,042	0,007	0,001	0,002
fullført utd		0,160	0,014		0,118	0,012	0,006	0,004
mer_utd		0,037	0,007		0,036	0,007	-0,004	0,003
	23 år							
pågående utd	1012	0,217	0,013	727	0,180	0,014		
Voksrett		0,071	0,008		0,044	0,008		
fullført utd		0,139	0,011		0,111	0,012		
mer_utd		0,031	0,005		0,034	0,007		

Ut4_ALLE	21 år							
pågående utd	27827	0,323	0,003	27919	0,303	0,003	-0,014	0,030
Voksrett		0,025	0,001		0,013	0,001	0,004	0,017
fullført utd		0,160	0,002		0,156	0,002	0,015	0,024
mer_utd		0,038	0,001		0,086	0,002	0,005	0,013
	23 år							
pågående utd	29201	0,249	0,003	27622	0,238	0,003		
Voksrett		0,025	0,001		0,013	0,001		
fullført utd		0,130	0,002		0,132	0,002		
mer_utd		0,028	0,001		0,072	0,002		

Tabell 12 og 13 viser tilsvarende analyser som tabell 11 men for andre aldersgrupper og for andre perioder. I tabell 12 sammenligner vi 23-åringer med 26-åringer og ser på skoleåret 2001-2002 i forhold til 2002-2003. I tabell 13 sammenligner vi 21-åringer (har ungdomsrett) med 23 åringer i 1999 og i 2000, hvor kun 23-åringer i skoleåret 2000-2001 og 23 åringer i skoleåret 1999-2000 ikke har voksenrett. 21-åringer har ungdomsrett både i 1999 og i 2000.

Resultatene tyder på visse positive effekter av voksenrett, både på rekruttering og gjennomføringsgrad. Dette er betryggende med tanke på at vi har byttet ut 25 åringer med 26 åringer og sett på ett års mellomrom istedenfor to års mellomrom. Likevel er effekten positiv og statistisk signifikant kun for deltakere på ordinære AMO-tiltak og på skolegang. Når vi ser på alle individene som noen gang har vært registrert i Aetats register under ett er effekten derimot negativ både på pågående utdanning og på fullført utdanning.

Resultatene fra tabell 13 viser en del negative effekter, men som oftest ikke statistisk signifikant. Dette kan tyde på at effekten første året etter innføring av voksenrett er mindre. Analysene som fanger opp andre og tredje året etter innføring av voksenrett (tabell 11 og 14) ser ut til å være mer positive enn effekten første året (tabell 13). Dette er som forventet dersom man antar at det ofte tar en viss tid før individer reagerer og infrastrukturen er på plass for at reformen kan virke etter hensikten. Videre viser resultatene at effekten er størst når vi avgrenser utvalget til å gjelde søkere med nylig deltakelse i kvalifiseringstiltak.

5.4.2 Forløpanalyse

For å kunne analysere effekten av rett til voksenopplæring, har vi i denne delanalysen brukt en selvstendig forløpanalyse på et datasett tilrettelagt spesielt for dette formålet. Fordi rett til voksenopplæring trådte i kraft fra skoleåret 2000, og målgruppen er individer som var født før 1978 og har fullført grunnskolesutdanning, men ikke videregående utdanning, har vi tatt utgangspunkt i individer som starter sitt ledighetsforløp f.o.m. august 2000, som ikke har fullført videregående utdanning (har høyest fullført utdanningsår mindre eller lik 12 år (ifølge NUS2000)), og er yngre enn 31 år ved starten av forløpet. I tillegg har vi slått sammen alle tiltakene til en tilstand.

Et ledighetsforløp for et individ som tilferdestiller disse kravene starter ved en registrert helt ledig status i SOFA-registeret. I tillegg til betingelsene nevnt før, har vi ytterlig stilt krav om at individet ikke har noen form for registrert ledighet de siste 3 månedene før start av ledighetsforløpet. Vi fokuserer altså på nye forløp for hvert individ.

Vi følger ledighetsforløpet inntil det skjer en eller annen overgang fra helt ledig status til andre tilstander, for eksempel registrert jobb, en eller annen form for trygd, ordinær utdanning, eller arbeidsmarkeditak. Overganger til jobb, trygd og utdanning er definert som i kapittel 4.1, dvs antatt til å være absorberende, slik at forløpet slutter hvis en av de tre overgangene har skjedd. Men overgang til tiltak er antatt til å være en mellomtilstand, dvs. at vi følger forløpet videre inntil en overgang til absorberende tilstand har skjedd, eller til forløpet løper ut til vår analyseperiode (desember 2003). Skulle forløpet vare til desember 2003 uten en overgang, blir det sensurert. Forløpet er også sensurert hvis det varer over 36 måneder.

Tabell 16: Beskrivende statistikk om estimeringssampel for voksenrett:

Antall forløp	18956	
Antall månedlig observasjoner	99469	
Gjennomsnittlig varighet (mnd)	6,5467	
Gjennomsnittlig månedsovergangsrate		
til jobb	0,1087	
til tiltak	0,0243	
til trygd	0,0136	
til utdanning	0,0059	
	Antall	Prosent
Mann	11847	62,50
Gift og sambo	1931	10,19
Innvandrer	2949	15,56
Ikke OECD innvandrere	2032	10,72
antall år med positiv pensjonspoeng	3,5466	
Alder		
16	14	0,08
17	66	0,35
18	435	2,29
19	1770	9,34
20	2929	15,45
21	2391	12,61
22	1766	9,32
23	1486	7,84
24	1328	7,01
25	1195	6,30
26	1157	6,10
27	1111	5,86
28	1054	5,56
29	1128	5,95
30	1126	5,94
Utdanning		
11 år	3433	18,11
12 år	7282	38,42
13 år	8241	43,47

I våre analyser av effekt av rett til voksenopplæring, har vi definert en dummyvariabel, *har voksenrett*, som er lik 1 hvis: individet var født før år 1978 og har fullført grunnskole men ikke videregående utdanning (har 10,11 eller 12 års utdanning), og er under risikosett for å ta overgang f.o.m. august 2000. Variabelen er altså et samspill mellom alder, utdanning og kalendertid. Derfor vil estimatet knyttet til *har voksenrett* gi anslag på effekten av å ha rett til voksenopplæring på overgangssannsynlighet til f.eks. utdanning.

Tabell 17: Estimer av strukturell parametre:

Voksenrettestimering, startet alder <=30	til jobb		til tiltak		til trygd		til utdanning	
	est	std err	est	std err	est	std err	est	std err
alder <=19	0,3934	0,0589	0,1623	0,1238	-0,2139	0,1783	2,5207	0,4222
20	0,3340	0,0542	0,1119	0,1148	-0,2047	0,1652	1,8654	0,4153
21	0,3279	0,0529	0,0687	0,1134	-0,1059	0,1615	1,3020	0,4106
22	0,2266	0,0544	0,0682	0,1143	-0,3072	0,1704	0,8772	0,4246
23	0,1141	0,0554	0,0628	0,1172	-0,2615	0,1728	1,1435	0,4190
24	0,0828	0,0547	0,0925	0,1145	-0,0181	0,1617	0,9857	0,4227
26	0,0787	0,0555	-0,0445	0,1230	-0,0303	0,1767	-0,2012	0,5467
27	0,0310	0,0569	-0,0869	0,1294	-0,0037	0,1786	0,3006	0,5078
28	-0,1123	0,0586	0,0332	0,1243	0,0311	0,1860	0,5455	0,4860
29	-0,1516	0,0591	0,0481	0,1261	0,1997	0,1832	0,4028	0,5401
30	-0,1160	0,0593	0,1629	0,1251	0,1499	0,1886	-0,5749	0,6531
30+	-0,2308	0,0855	0,0318	0,1690	0,3566	0,2242	0,1700	0,8544
utd 12 år	0,0859	0,0297	0,3810	0,0613	0,0598	0,0863	0,3794	0,1657
utd 13 år	0,3301	0,0296	0,1919	0,0641	-0,1923	0,0935	0,7586	0,1648
Sør Norge	-0,0025	0,0308	0,0814	0,0636	0,1617	0,0929	0,2775	0,1737
Vest Norge	-0,0408	0,0292	0,1531	0,0579	-0,2618	0,0957	0,1453	0,1694
Mid Norge	0,0594	0,0303	-0,1304	0,0690	-0,0031	0,0951	0,5999	0,1625
Nord Norge	0,1571	0,0311	0,0907	0,0695	0,0085	0,1013	0,7961	0,1674
har innvandre bakgrunn	-0,0356	0,0472	0,0812	0,0947	0,1165	0,1391	-0,2314	0,2608
gift	-0,0252	0,0348	0,0076	0,0748	-0,1056	0,1183	-0,0410	0,3060
ikke OECD innvandre	-0,3329	0,0588	-0,0937	0,1089	-0,8162	0,1772	0,0221	0,3224
antall år med positive pensjonspoeng	0,0636	0,0051	-0,0318	0,0110	-0,1233	0,0185	-0,1493	0,0426
kjønn, 1=mann	-0,1817	0,0215	0,2067	0,0478	0,0871	0,0710	0,1402	0,1346
har voksenrett	0,0100	0,0383	-0,1150	0,0809	-0,3389	0,1218	0,2741	0,2845

Note: Resultatene bygger på modell med fire massepunkter i heterogenitetsfordelingen.

Det er totalt 18.956 individuelle forløp som utgjør 99.469 månedlige observasjoner. Gjennomsnittlig varighet av et forløp er ca 4,58 måneder. Tabell 16 viser noe beskrivende statistikk for estimeringssampelet. Selve estimeringsmetoden for denne

typen hasardmodell er beskrevet i detalj i Zhang (2003b). Det er totalt noe over 700 modellparametere til å estimere.

Tabell 17 presenterer noen av estimeringsresultatene; se kapittel 4 for en nærmere drøfting av parametrenes tolkning. De viktigste estimatene i denne tabellen er de som er knyttet til dummy-variabelen *har voksenrett*. Unntatt for overgang til trygd, er disse estimatene ikke signifikant forskjellige fra null. Våre resultater tyder altså på at den lovfestede retten til videregående utdanning bidrar til en reduksjon i tilbøyeligheten til å motta trygd. Punktestimatene indikerer at dette først og fremst skyldes økt sannsynlighet for å delta i ordinær utdanning.

6. Oppsummering og konklusjon

Denne rapporten har presentert resultater fra analyse av kvalifiserings- og opplæringstiltak i regi av Aetat for Norge i perioden 1993 til 2003. Ved bruk av registerdata har vi analysert omfang og fordeling av opplæringstiltak for både ordinære arbeidssøkere og yrkeshemmede, basert på individskjemntegn som alder, kjønn, utdanning, bosted, nasjonalitet, tidligere ledighet etc. Vi har benyttet ulike statistiske metoder (forløpsanalyse, "matching", forskjell-i-forskjell) for å analysere effekter av tiltak på alternative suksesskriterier (jobbsannsynlighet, sannsynlighet til å ta ordinære utdanning, reduksjon av trygdavhengighet). I tillegg har vi kartlagt rekruttering til tiltak. Rapporten diskuterer også mulige virkninger av lovfestet rett til videregående utdanning ("voksenrett").

Vi har vist at omfanget av kvalifiserings- og opplæringstiltak har endret seg betydelig over tid, med en generell opptrapping av tiltak rettet mot ordinære jobbsøkere i perioder med høy ledighet. Tiltaksomfanget for denne gruppen er imidlertid trappet noe ned de siste årene. Deltakelse på opplæringstiltak for yrkeshemmede viser en klar økende tendens over hele analyseperioden.

Det observeres en del endringer av sammensettingen av tiltaksdeltakere. Kvinneandelen har økt, både for ordinære opplæringstiltak (AMO) og opplæringstiltak for yrkeshemmede. Det har vært en nedgang i andelen yngre deltakere på opplæringstiltak, og en økning av andelen med relativt høyt utdanningsnivå. Det har vært en viss endring i den regionale sammensetning av tiltaksdeltakelse, med en nedgang i deltakelsen fra de nordligste fylkene.

For å evaluere effekter av deltakelse på ordinære opplæringstiltak AMO, har vi brukt en proporsjonal hasardmodell. Forløpanalysen gir oss mulighet til å evaluere effekter av tiltaksdeltakelse dynamisk, dvs. at de estimerte effektene avhenger av hvilket stadium man befinner seg på i forløpet. Vi har funnet at AMO-tiltak gir opphav til en viss innlåsningseffekt mens tiltakene pågår (dvs. at sannsynligheten for overgang til jobb

faller noe i starten av et AMO-tiltak), men at det til gjengjeld finner sted en markert økning i jobbsannsynligheten etter at tiltak er avsluttet. Tiltaksdeltakelse har ingen signifikant effekt på overgang til ordinære utdanning. Vi finner at AMO-deltagelse gir økt sannsynlighet for overgang til helserelaterte trygdeytelser. Vi antar at dette har sammenheng med at tiltakene bidrar til å avdekke/avklare behov for helserelaterte ytelser. På basis av alle de estimerte effektene gjennomfører vi en simulering for å kartlegge tiltakenes samlede effekt på arbeidsledighetens varighet. Simuleringene tyder på at AMO-tiltakene i Norge samlet har bidratt til en liten nedgang i ledighetens varighet (0.92 prosent). Det ser dermed ikke ut til at tiltakene i særlig grad påvirker den tid det tar å komme seg ut av ledighet, men at AMO-tiltakene heller ikke fortrenger andre aktiviteter. Alternativkostnaden ved å delta i opplæring og kvalifisering i regi av Aetat er dermed gjennomgående svært lav.

Effekter av kvalifiserings- og opplæringstiltak for yrkeshemmede er analysert ved hjelp av såkalt sannsynlighetmatching. Ettersom det for yrkeshemmede ikke finnes noen sammenligningsgruppe som ikke tilbys noen form for tiltak, er det ikke mulig å evaluere effekter av tiltak relativt til ikke-tiltak (slik vi gjør for ordinære arbeidssøkere). Det er kun meningsfylt å evaluere visse typer tiltak opp mot andre typer tiltak. Vi har valgt å sammenligne kvalifiserings- og opplæringstiltak med praksisplass. Det viser seg at opplæringstiltak i form av skolegang og AMO for yrkeshemmede kommer vesentlig bedre ut enn praksisplass i denne analysen, med høyere jobbsannsynlighet, høyere sannsynlighet til å ta ordinære utdanning og lavere sannsynlighet for trygdavhengighet. Det er også markant forskjeller mellom skolegang og AMO for yrkeshemmede. Skolegang gir gjennomgående bedre utfall enn AMO. Det er viktig å understreke at det ikke har vært mulig å korrigere for uobservert heterogenitet i effektene av ulike typer tiltak for yrkeshemmede. Vi vet med andre ord ikke sikkert om vi har hatt opplysninger nok om alle relevante forskjeller mellom yrkeshemmede på ulike tiltak når vi kontrollerte for seleksjonen til dem. Vi har imidlertid kontrollert for sentrale individ-kjennetegn som alder, kjønn, utdanning, bosted, arbeidserfaring og ledighetshistorie, samt tidligere tiltaksdeltagelse, gjennom sannsynlighetmatching. På den annen side har vi ikke informasjon om fysiske eller psykisk årsaker til yrkeshemming. Vi har naturligvis heller

ingen opplysninger om grunnleggende uobserverte egenskaper, slik som motivasjon, søkeadferd, og preferanser. Vi kan dermed ikke fastslå med sikkerhet i hvilken grad forskjellene i utfall mellom de ulike tiltakstypene reflekterer ulikhet i kausale effekter og i hvilken grad de reflekterer uobservert seleksjon.

Analysen av voksenrett til videregående opplæring tyder på visse positive effekter når det gjelder sannsynligheten for å starte opp og fullføre ordinær utdanning.

Referanser

Aakvik, A., J.J. Heckman and E. Vytlacil (2005) Estimating treatment effects for discrete outcomes when responses to treatment vary: an application to Norwegian vocational rehabilitation programs. *Journal of Econometrics*, Vol. 125, 15-51.

Abbring, J.H. and G.J. van den Berg (2003) "The non-parametric identification of treatment effects in duration models", *Econometrica* vol 71, s 1491-1517.

Bera, A. K., C. M. Jarque and L-F. Lee (1984), "Testing the Normality Assumption in Limited Dependent Variable Models", *International Economic Review*, Vol. 25, No. 3. (Oct., 1984), pp. 563-578.

Gaure, S., K. Røed and T. Zhang (2005), "Time and Causality: A Monte Carlo Assessment of the Timing-of-Events Approach", Memorandum No. 19/2005, Department of Economics, University of Oslo.

Gerfin, M. and M. Lechner (2002); Microeconomic Evaluation of the Active Labour Market Policy in Switzerland, *The Economic Journal*, 112 (482), 854-893

Hardoy, I., K. Røed, H. Torp and T. Zhang (2006), "Ungdomsgarantien" for 20-24-åringer: Har den satt spor?", ISF Rapport 2006:4.

Haugerud, V., S. Røstad and T. A. Stubbe (2004), "Tallet vi søker – kunnskapen vi får.", *Vox rapport* 2004, Trondheim,.

Heckman, J. J., H. Ichimura and P. Todd (1997), "Matching as an econometric evaluation estimator." *Review of Economic Studies*, 65:261-291.

Heckman, J. J., H. Ichimura and P. Todd (1998), "Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme." *Review of Economic Studies*, 64:605-654.

Heckman, J.J. and B. Singer (1984), "A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data" *Econometrica*, Vol. 52, 271-320.

Lalive, R., J. C. van Ours and J. Zweimueller (2001) "The Impact of Active Labor Market Programs on the Duration of Unemployment, *IEW Working Paper No. 51*, University of Zurich.

Lechner, M. (2002a) "Program Heterogeneity and Propensity Score Matching: An Application to the Evaluation of Active Labor Market Policies", *The Review of Economics and Statistics* Volume 84, Issue 2.

Lechner, M. (2002b) "Some practical issues in the evaluation of heterogeneous labour market programmes by matching methods", *Journal of the Royal Statistical Society - Series A*, 165/1, 59-82.

Møller, G. (2005) "Yrkeshemmede med psykiske lidelser", *Arbeidsrapport 6 – 2005*, Telemarksforsking-Bø.

Rosenbaum, P. R. og D. B. Rubin (1983), "The central role of the propensity score in observational studies for causal effects." *Biometrika*, 70:41-55.

Rubin, Donald B. (1973), "The use of matched sampling and regression adjustment to remove bias in observational studies." *Biometrics*, 29:185-203.

Rubin, Donald B. (1974), "Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies." *Journal of Educational Psychology*, 66:688-701.

Rubin, Donald B. (1977), "Assignment to a treatment group on the basis of a covariate." *Journal of Educational Statistics*, 2:1-26.

Røed, K. and O. Raaum (2006) "Do Labour Market Programmes Speed up the Return to Work?", *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, forthcoming.

Røed, K., O. Raaum and H. Torp (2002) "Riktig satsing i arbeidsmarkedspolitikken?" *Norsk økonomisk tidsskrift* 116:167-184.

Røed, K., H. Torp, I. Tuveng and T. Zhang (2000), "Hvem vil og hvem får delta? Analyser av rekruttering og utvelgelse av deltakere til arbeidsmarkedstiltak i Norge på 1990-tallet", *Report 4/2000*. Ragnar Frisch Centre for Economic Research.

Røed, K og Aabø, T.E., (1999) "Arbeidslediges reservasjonskrav", I Torp (ed.): *Dagpengesystemene i Norden og tilpasningen på arbeidsmarkedet*. Tema Nord 1999: 572, Nordisk Ministerråd.

Raaum, O., H. Torp and T. Zhang (2002a), "Business cycles and the impact of labour market programmes" *Memorandum* 14/2002, Department of Economics, University of Oslo.

Raaum, O., H. Torp and T. Zhang (2002b), "Do individual programme effects exceed the costs? Norwegian evidence on long run effects of labour market training." *Memorandum* 15/2002, Department of Economics, University of Oslo.

Zhang, T. (2003a), "A Monte Carlo study on non-parametric estimation of duration models with unobserved heterogeneity", *Memoranda*, 25/2003, Department of Economics, University of Oslo.

Zhang, T. (2003b), "Identifying treatment effects of active labour market programmes for Norwegian adults", *Memoranda*, 26/2003, Department of Economics, University of Oslo.

Appendiks

Tabell 1: gruppering av tiltakstyper

Status	SOFA hovedkode:
HELT LEDIG	HL
DELVIS SYSSELSATT	DS
ORDINÆRE TILTAK	FS
ATTFØRINGSTILTAK	YH
ORDINÆRE TILTAK	SOFA tiltakskode:
AMO	22,23,24,83, AMO, AMOE,
ARBEIDSPRAKSIS	16,17,18,19,20,21,37,38,39,46,47,58,59,85,86,AN05,60,61,62,99,PRAKSORD
LØNNSTILSKUDD	Uten tallkode, 11, 12, 13, 14, 15, 29, 30, 31, 34, 35, 36,49,51,57,74,79,80,81,LONNTILS
MIDLERTIDIG	01,02,03,04,05,06,07,08,09,10,53,54,55,56,63,64,65,
SYSSELSETTING	66,67,68,69,70,71,72,73,75,76,77,78,84,89,90,91,92,93,94,95, SYSSLANG,VIKARBLED
JOB BK LUBB	43,44,87,88,JOBBx,
ANDRE	KAT,TILRETTEL, VALS, ANDRE,ETAB, IT, JOBB SKAP, SK, rest tallkode
Attføringstiltak	SOFA tiltakskode:
KVALIFISERING	AM, SK, AMO, AMOE,AMOY,UTDYRK
INKLUDERER AMO OG	
SKOLE	
ARBEIDSPRAKSIS	FS32,29,44,45,46,47,53,58,60,61,62,67,68,69,70,71,72,73,74,HOSP,ITGRTILS,PRAKSKJERM,PRAKSSORD,H0,11,12,27,37,38,39,91,,AMBF2,AMBF3,FS41,FS42,ATG,41,42,27,90, SPA, ABIST
LØNNSTILSKUDD	FS98,34,35,36,42,51,EE,ETAB,LONNTILS
MIDLERTIDIG	28,30,31,32,33,96,SYSSLANG,SYSSOFF,VIKARBLED,
SYSSELSETTING	YHEMMOFF
JOB BK LUBB	83,84,JOBBK,JOBBKLUBB
VENTE KARTLEGGING	10,AMBF1,HF,KF,NY,UA,UT,UU,V0,V1,V2,V5,VF,VT,HF,INST_S,JOBB SKAP
ANDRE	43,98,40,BIO,48,AN,FT,FLEKSJOBB,KAT,REAKTUFOR,TILRETTEL,VALS,rest,ASV,PV,VASV,VV,DIVTILT

Tabell 2: probit estimering, opplæring vs praksisplass vår kohort.

	est	std,err,
Konstant	-0,8442	0,3520
Mann	-0,0573	0,0336
Alder	0,0130	0,0215
Alder kvad.	-0,0004	0,0003
Gift og sambo	0,0673	0,0382
Ikke vestlig innvandrere	0,1130	0,0971
Innvandrere	-0,0142	0,0677
Utdanning, 11 år	0,1488	0,0488
12 år	0,2190	0,0613
13 år	0,4949	0,0546
14-17 år	0,6700	0,0728
18+ år	0,1290	0,0914
Antall år med positive pensjonspoeng	0,0426	0,0084
Antall år med positive pensjonspoeng Kvad.	-0,0009	0,0003
Østfold	-0,4663	0,0840
Akershus	-0,0672	0,0742
Hedmark	-0,2803	0,0908
Oppland	-0,4470	0,0975
Buskerud	-0,1609	0,0829
Vestfold	-0,2724	0,0843
Telemark	-0,0227	0,0839
Aust_Agdar	-0,1853	0,0966
Vest_Agdar	0,0252	0,0877
Rogaland	0,0094	0,0796
Hordaland	0,1543	0,0728
Sogn og Fjordarn	-0,4489	0,1441
Møre og Romstad	-0,2128	0,0883
Sør Trondlag	-0,0257	0,0716
Nord Trondlag	-0,4783	0,1064
Nordland	-0,0367	0,0756
Troms	0,0345	0,0879
Finnmark	-0,0959	0,1101
Antall mnd helt ledig	0,0195	0,0049
Antall mnd tiltak	0,0066	0,0092
Antall mnd attføring	0,0051	0,0015
Antall mnd trygd	0,0032	0,0015

Tabell 3: probit estimering, opplæring vs praksisplass, høst kohort.

	est	std,err,
Konstant	-0,6074	0,2658
Mann	-0,1041	0,0263
Alder	0,0094	0,0163
Alder kvad.	-0,0007	0,0002
Gift og sambo	0,1670	0,0301
Ikke vestlig innvandrere	-0,0823	0,0766
Innvandrere	0,0211	0,0555
Utdanning, 11 år	0,0524	0,0376
12 år	0,2501	0,0462
13 år	0,5103	0,0406
14-17 år	0,6896	0,0571
18+ år	0,1922	0,0727
Antall år med positive pensjonspoeng	0,0773	0,0064
Antall år med positive pensjonspoeng Kvad.	-0,0017	0,0002
Østfold	-0,2458	0,0633
Akershus	-0,0432	0,0606
Hedmark	-0,0278	0,0702
Oppland	-0,2742	0,0682
Buskerud	-0,0908	0,0652
Vestfold	-0,1368	0,0691
Telemark	0,1169	0,0653
Aust_Agdar	-0,0928	0,0829
Vest_Agdar	0,0107	0,0725
Rogaland	0,1383	0,0650
Hordaland	0,0133	0,0602
Sogn og Fjoldarn	-0,2516	0,0892
Møre og Romstad	-0,0283	0,0685
Sør Trondlag	0,0035	0,0607
Nord Trondlag	-0,2208	0,0740
Nordland	0,0016	0,0568
Troms	0,2682	0,0683
Finnmark	-0,0383	0,0766
Antall mnd helt ledig	0,0287	0,0051
Antall mnd tiltak	0,0052	0,0087
Antall mnd attføring	0,0166	0,0014
Antall mnd trygd	0,0134	0,0015

Tabell 4: probit estimering, skole vs AMB fase 2 og AMO, vår kohort.

	est	std,err,
Konstant	1,9741	0,5247
Mann	-0,0679	0,0505
Alder	-0,1247	0,0321
Alder kvad.	0,0014	0,0005
Gift og sambo	0,1883	0,0556
Ikke vestlig innvandrere	-0,0103	0,1411
Innvandrere	0,0000	0,1045
Utdanning, 11 år	-0,2112	0,0720
12 år	0,1118	0,0913
13 år	0,2377	0,0786
14-17 år	0,6502	0,1103
18+ år	0,1111	0,1344
Antall år med positive pensjonspoeng	0,0435	0,0119
Antall år med positive pensjonspoeng Kvad.	-0,0011	0,0004
Østfold	-0,1087	0,1307
Akershus	-0,2672	0,1059
Hedmark	0,3249	0,1383
Oppland	0,1589	0,1371
Buskerud	0,1721	0,1218
Vestfold	-0,1049	0,1224
Telemark	-0,3873	0,1181
Aust_Agdar	-0,0657	0,1375
Vest_Agdar	0,4287	0,1317
Rogaland	0,0662	0,1123
Hordaland	-0,0172	0,1005
Sogn og Fjoldarn	-0,1087	0,1962
Møre og Romstad	0,0437	0,1262
Sør Trondlag	0,7786	0,1196
Nord Trondlag	-0,2446	0,1459
Nordland	0,2262	0,1091
Troms	0,4011	0,1312
Finnmark	0,0691	0,1459
Antall mnd helt ledig	-0,0203	0,0068
Antall mnd tiltak	-0,0194	0,0115
Antall mnd attføring	-0,0139	0,0024
Antall mnd trygd	0,0295	0,0022

Tabell 5: probit estimering, skole vs AMB fase 2 og AMO, høst kohort.

	est	std,err,
Konstant	0,9774	0,3470
Mann	-0,1463	0,0328
Alder	-0,0539	0,0214
Alder kvad.	0,0004	0,0003
Gift og sambo	0,0885	0,0363
Ikke vestlig innvandrere	-0,4035	0,0914
Innvandrere	-0,0077	0,0683
Utdanning, 11 år	0,0096	0,0481
12 år	0,2274	0,0583
13 år	0,5084	0,0510
14-17 år	0,9591	0,0771
18+ år	0,2218	0,0884
Antall år med positive pensjonspoeng	0,0286	0,0081
Antall år med positive pensjonspoeng Kvad.	-0,0007	0,0003
Østfold	0,1476	0,0849
Akershus	-0,3729	0,0772
Hedmark	-0,2344	0,0846
Oppland	-0,2258	0,0883
Buskerud	-0,3640	0,0849
Vestfold	-0,0273	0,0891
Telemark	-0,1554	0,0802
Aust_Agdar	-0,1579	0,1018
Vest_Agdar	0,1127	0,1020
Rogaland	-0,2654	0,0780
Hordaland	-0,2462	0,0767
Sogn og Fjordarn	-0,4584	0,1172
Møre og Romstad	-0,0970	0,0881
Sør Trondlag	0,2110	0,0827
Nord Trondlag	-0,3464	0,1010
Nordland	-0,5000	0,0721
Troms	-0,3436	0,0798
Finnmark	0,0094	0,1004
Antall mnd helt ledig	-0,0296	0,0059
Antall mnd tiltak	-0,0555	0,0118
Antall mnd attføring	-0,0031	0,0020
Antall mnd trygd	0,0346	0,0019

Tabell 6: probit estimering, AMB fase 2 og AMO vs praksisplass, vår kohort

	est	std,err,
Konstant	-2,7075	0,4757
Mann	0,1621	0,0441
Alder	0,1326	0,0289
Alder kvad.	-0,0017	0,0004
Gift og sambo	-0,1246	0,0509
Ikke vestlig innvandrere	0,2352	0,1304
Innvandrere	-0,0006	0,0911
Utdanning, 11 år	0,2262	0,0618
12 år	-0,0316	0,0823
13 år	0,1571	0,0714
14-17 år	-0,0191	0,1078
18+ år	0,0563	0,1208
Antall år med positive pensjonspoeng	-0,0125	0,0110
Antall år med positive pensjonspoeng Kvad.	0,0004	0,0004
Østfold	-0,3523	0,1071
Akershus	0,0813	0,0963
Hedmark	-0,4873	0,1209
Oppland	-0,3841	0,1198
Buskerud	-0,2573	0,1088
Vestfold	-0,2031	0,1070
Telemark	0,1886	0,1037
Aust_Agdar	-0,0860	0,1258
Vest_Agdar	-0,2919	0,1318
Rogaland	-0,1091	0,1064
Hordaland	0,0521	0,0960
Sogn og Fjoldarn	-0,0159	0,1694
Møre og Romstad	-0,2322	0,1171
Sør Trondlag	-0,6844	0,1119
Nord Trondlag	-0,0007	0,1270
Nordland	-0,2181	0,1029
Troms	-0,2615	0,1243
Finnmark	-0,1330	0,1407
Antall mnd helt ledig	0,0353	0,0061
Antall mnd tiltak	0,0130	0,0104
Antall mnd attføring	0,0172	0,0021
Antall mnd trygd	-0,0254	0,0019

Tabell 7: probit estimering, AMB fase 2 og AMO vs praksisplass, høst kohort

	est	std,err,
Konstant	-1,3792	0,3985
Mann	0,1718	0,0386
Alder	0,0472	0,0242
Alder kvad.	-0,0007	0,0003
Gift og sambo	-0,0019	0,0441
Ikke vestlig innvandrere	0,5279	0,1139
Innvandrere	-0,0434	0,0838
Utdanning, 11 år	0,0316	0,0534
12 år	-0,0016	0,0664
13 år	0,0103	0,0601
14-17 år	-0,3708	0,0990
18+ år	0,0287	0,1112
Antall år med positive pensjonspoeng	0,0485	0,0094
Antall år med positive pensjonspoeng Kvad.	-0,0014	0,0004
Østfold	-0,2328	0,0998
Akershus	0,0554	0,0870
Hedmark	0,0947	0,1016
Oppland	-0,0376	0,0998
Buskerud	0,0552	0,0980
Vestfold	-0,1333	0,1040
Telemark	0,1779	0,0977
Aust_Agdar	-0,0358	0,1163
Vest_Agdar	-0,1482	0,1203
Rogaland	0,3747	0,1004
Hordaland	0,1002	0,0894
Sogn og Fjordarn	0,3018	0,1326
Møre og Romstad	0,0542	0,1046
Sør Trondlag	-0,3226	0,0965
Nord Trondlag	0,0230	0,1116
Nordland	0,3608	0,0843
Troms	0,5545	0,1003
Finnmark	-0,0756	0,1240
Antall mnd helt ledig	0,0587	0,0077
Antall mnd tiltak	0,0319	0,0099
Antall mnd attføring	0,0185	0,0020
Antall mnd trygd	-0,0200	0,0019

Tabell 8: Statistikk av matched utvalg, opplæring vs praksisplass, vår kohort

	treated	matched	nontreated	matched
Mann	0,5170	0,5375	0,5385	0,5322
Alder	33,9593	33,9724	33,5927	33,7801
Alder kvad.	1214,8149	1216,1097	1197,4212	1210,5528
Gift og sambo	0,3064	0,3174	0,2762	0,2661
Ikke vestlig innvandrere	0,0520	0,0541	0,0557	0,0580
Innvandrere	0,1093	0,1040	0,1120	0,1019
Utdanning, 11 år	0,3687	0,3549	0,4325	0,4343
12 år	0,1185	0,1157	0,1279	0,1342
13 år	0,2608	0,2764	0,1685	0,1609
14-17 år	0,0998	0,0870	0,0497	0,0494
18+ år	0,0393	0,0460	0,0512	0,0525
Antall år med positive pensjonspoeng	10,4501	10,5053	9,4245	9,6086
Antall år med positive pensjonspoeng Kvad	166,6546	166,8818	150,7491	155,1844
Østfold	0,0389	0,0403	0,0696	0,0696
Akershus	0,0750	0,0623	0,0719	0,0706
Hedmark	0,0354	0,0269	0,0467	0,0449
Oppland	0,0255	0,0258	0,0454	0,0472
Buskerud	0,0520	0,0633	0,0557	0,0600
Vestfold	0,0449	0,0386	0,0570	0,0535
Telemark	0,0556	0,0577	0,0482	0,0459
Aust_Agdar	0,0322	0,0357	0,0358	0,0426
Vest_Agdar	0,0478	0,0485	0,0396	0,0439
Rogaland	0,0640	0,0690	0,0540	0,0542
Hordaland	0,0966	0,0959	0,0646	0,0726
Sogn og Fjordarn	0,0099	0,0099	0,0174	0,0144
Møre og Romstad	0,0389	0,0329	0,0474	0,0482
Sør Trondlag	0,0902	0,0909	0,0777	0,0699
Nord Trondlag	0,0198	0,0195	0,0351	0,0280
Nordland	0,0750	0,0725	0,0653	0,0681
Troms	0,0488	0,0485	0,0378	0,0363
Finnmark	0,0248	0,0269	0,0252	0,0255
Antall mnd helt ledig	1,4331	1,6182	1,2827	1,2275
Antall mnd tiltak	0,4621	0,5464	0,4429	0,4298
Antall mnd attføring	20,5832	19,7360	19,2726	18,7813
Antall mnd trygd	27,6525	27,0842	26,7296	26,4979

Tabell 9: Statistikk av matched utvalg, opplæring vs praksisplass, høst kohort

	treated	matched	nontreated	matched
Mann	0,4821	0,4864	0,5191	0,5032
Alder	32,8674	33,2529	33,5366	33,5586
Alder kvad.	1138,4603	1162,7228	1197,4266	1198,9924
Gift og sambo	0,2978	0,3017	0,2569	0,2534
Ikke vestlig innvandrere	0,0430	0,0426	0,0716	0,0640
Innvandrere	0,0972	0,1020	0,1232	0,1197
Utdanning, 11 år	0,2985	0,2862	0,4109	0,4151
12 år	0,1359	0,1323	0,1293	0,1354
13 år	0,3227	0,3306	0,1803	0,1845
14-17 år	0,0987	0,1115	0,0476	0,0442
18+ år	0,0318	0,0291	0,0520	0,0518
Antall år med positive pensjonspoeng	9,9664	10,1619	8,9634	8,9578
Antall år med positive pensjonspoeng Kvad	151,5941	155,7455	143,7274	144,4082
Østfold	0,0453	0,0407	0,0704	0,0675
Akershus	0,0659	0,0632	0,0692	0,0765
Hedmark	0,0457	0,0465	0,0432	0,0410
Oppland	0,0357	0,0332	0,0550	0,0496
Buskerud	0,0490	0,0473	0,0527	0,0596
Vestfold	0,0439	0,0418	0,0496	0,0537
Telemark	0,0565	0,0523	0,0471	0,0527
Aust_Agdar	0,0274	0,0257	0,0316	0,0351
Vest_Agdar	0,0413	0,0468	0,0370	0,0368
Rogaland	0,0622	0,0698	0,0498	0,0530
Hordaland	0,0698	0,0687	0,0645	0,0608
Sogn og Fjordarn	0,0175	0,0162	0,0253	0,0238
Møre og Romstad	0,0476	0,0566	0,0449	0,0420
Sør Trondlag	0,0718	0,0850	0,0687	0,0770
Nord Trondlag	0,0298	0,0274	0,0400	0,0368
Nordland	0,0897	0,0867	0,0765	0,0724
Troms	0,0631	0,0673	0,0358	0,0351
Finnmark	0,0325	0,0256	0,0302	0,0255
Antall mnd helt ledig	1,0416	1,1318	1,0572	1,1067
Antall mnd tiltak	0,3157	0,3743	0,4095	0,4693
Antall mnd attføring	25,2885	24,6631	21,5211	21,4024
Antall mnd trygd	31,0173	30,6675	28,1560	27,9357

Tabell 10: Statistikk av matched utvalg, skole vs AMB fase 2 og AMO, vår kohort

	treated	matched	nontreated	matched
Mann	0,5215	0,5192	0,5882	0,5949
Alder	33,6753	33,9333	34,3797	34,9163
Alder kvad.	1196,1003	1213,6332	1243,8042	1274,4888
Gift og sambo	0,3090	0,3157	0,2780	0,3019
Ikke vestlig innvandrere	0,0521	0,0521	0,0725	0,0740
Innvandrere	0,1107	0,1032	0,1263	0,1248
Utdanning, 11 år	0,3209	0,3625	0,4619	0,5015
12 år	0,1245	0,1410	0,1061	0,0972
13 år	0,2769	0,2399	0,1988	0,1906
14-17 år	0,1164	0,1046	0,0426	0,0426
18+ år	0,0416	0,0374	0,0531	0,0613
Antall år med positive pensjonspoeng	10,2556	10,4837	10,3244	10,5120
Antall år med positive pensjonspoeng Kvad	161,9025	172,2253	168,9477	167,1338
Østfold	0,0350	0,0459	0,0508	0,0583
Akershus	0,0620	0,0615	0,1054	0,1129
Hedmark	0,0393	0,0450	0,0277	0,0247
Oppland	0,0308	0,0322	0,0314	0,0179
Buskerud	0,0525	0,0440	0,0456	0,0590
Vestfold	0,0421	0,0426	0,0538	0,0508
Telemark	0,0393	0,0412	0,0785	0,0703
Aust_Agdar	0,0303	0,0289	0,0374	0,0389
Vest_Agdar	0,0582	0,0573	0,0306	0,0329
Rogaland	0,0629	0,0601	0,0605	0,0583
Hordaland	0,0890	0,0928	0,0972	0,0695
Sogn og Fjordarn	0,0104	0,0071	0,0164	0,0164
Møre og Romstad	0,0383	0,0364	0,0396	0,0321
Sør Trondlag	0,1055	0,0823	0,0306	0,0291
Nord Trondlag	0,0213	0,0199	0,0366	0,0613
Nordland	0,0814	0,0876	0,0665	0,0845
Troms	0,0554	0,0672	0,0329	0,0321
Finnmark	0,0256	0,0232	0,0306	0,0232
Antall mnd helt ledig	1,3805	1,3294	1,7960	1,4746
Antall mnd tiltak	0,3938	0,3687	0,6248	0,4320
Antall mnd attføring	21,1287	19,6607	19,9567	19,9686
Antall mnd trygd	28,0398	28,7861	22,7130	23,3318

Tabell 11: Statistikk av matched utvalg, skole vs AMB fase 2 og AMO, høst kohort

	treated	matched	nontreated	matched
Mann	0,4764	0,4719	0,5673	0,5691
Alder	32,6264	32,6465	34,3072	34,5965
Alder kvad.	1121,7092	1121,7632	1239,5281	1256,6174
Gift og sambo	0,2938	0,3035	0,3050	0,3163
Ikke vestlig innvandrere	0,0378	0,0297	0,0915	0,0780
Innvandrere	0,0930	0,0756	0,1403	0,1285
Utdanning, 11 år	0,2757	0,2883	0,4100	0,4113
12 år	0,1357	0,1583	0,1325	0,1464
13 år	0,3448	0,3277	0,2083	0,2113
14-17 år	0,1080	0,1070	0,0327	0,0305
18+ år	0,0310	0,0252	0,0575	0,0431
Antall år med positive pensjonspoeng	9,8008	10,0543	10,4322	10,9046
Antall år med positive pensjonspoeng Kvad	146,8312	151,1018	169,7752	176,9847
Østfold	0,0476	0,0411	0,0388	0,0283
Akershus	0,0598	0,0633	0,0824	0,0754
Hedmark	0,0459	0,0418	0,0466	0,0497
Oppland	0,0363	0,0355	0,0440	0,0458
Buskerud	0,0447	0,0515	0,0566	0,0632
Vestfold	0,0474	0,0476	0,0375	0,0322
Telemark	0,0555	0,0397	0,0575	0,0519
Aust_Agdar	0,0281	0,0277	0,0301	0,0362
Vest_Agdar	0,0449	0,0515	0,0248	0,0222
Rogaland	0,0601	0,0589	0,0719	0,0763
Hordaland	0,0696	0,0754	0,0710	0,0671
Sogn og Fjordarn	0,0162	0,0195	0,0244	0,0218
Møre og Romstad	0,0491	0,0471	0,0414	0,0349
Sør Trondlag	0,0757	0,0647	0,0392	0,0344
Nord Trondlag	0,0284	0,0219	0,0331	0,0349
Nordland	0,0837	0,0985	0,1216	0,1495
Troms	0,0599	0,0624	0,0693	0,0684
Finnmark	0,0348	0,0281	0,0248	0,0275
Antall mnd helt ledig	0,9438	0,8278	1,5843	1,6022
Antall mnd tiltak	0,2312	0,2635	0,6336	0,8580
Antall mnd attføring	25,9864	25,2997	22,8771	22,3630
Antall mnd trygd	31,5039	31,6476	26,0802	26,7237

Tabell 12: Statistikk av matched utvalg, AMB fase 2 og AMO vs praksisplass, vår kohort

	treated	matched	nontreated	matched
Mann	0,5950	0,6078	0,4990	0,5118
Alder	34,3418	34,6003	33,8017	33,7274
Alder kvad.	1240,8392	1259,3892	1210,1446	1204,2503
Gift og sambo	0,2810	0,2817	0,3004	0,3027
Ikke vestlig innvandrere	0,0729	0,0774	0,0406	0,0586
Innvandrere	0,1285	0,1382	0,0972	0,1181
Utdanning, 11 år	0,4666	0,4786	0,4274	0,4339
12 år	0,1014	0,0977	0,1332	0,1289
13 år	0,2006	0,1923	0,1846	0,1882
14-17 år	0,0436	0,0436	0,0589	0,0520
18+ år	0,0541	0,0624	0,0383	0,0530
Antall år med positive pensjonspoeng	10,3539	10,7423	9,9342	9,9817
Antall år med positive pensjonspoeng Kvad	169,6191	178,9917	159,3701	159,8469
Østfold	0,0503	0,0548	0,0651	0,0582
Akershus	0,1029	0,0984	0,0713	0,0756
Hedmark	0,0293	0,0263	0,0530	0,0425
Oppland	0,0316	0,0293	0,0432	0,0497
Buskerud	0,0488	0,0466	0,0582	0,0704
Vestfold	0,0533	0,0496	0,0599	0,0576
Telemark	0,0774	0,0992	0,0494	0,0517
Aust_Agdar	0,0376	0,0383	0,0363	0,0347
Vest_Agdar	0,0285	0,0263	0,0409	0,0468
Rogaland	0,0601	0,0609	0,0579	0,0556
Hordaland	0,0984	0,1097	0,0730	0,0785
Sogn og Fjordarn	0,0158	0,0075	0,0121	0,0075
Møre og Romstad	0,0398	0,0451	0,0429	0,0357
Sør Trondlag	0,0338	0,0293	0,0772	0,0848
Nord Trondlag	0,0383	0,0270	0,0285	0,0291
Nordland	0,0639	0,0729	0,0707	0,0615
Troms	0,0331	0,0263	0,0393	0,0330
Finnmark	0,0301	0,0293	0,0249	0,0268
Antall mnd helt ledig	1,7348	1,6920	1,1898	1,2363
Antall mnd tiltak	0,6243	0,4763	0,4388	0,4306
Antall mnd attføring	20,2374	20,1367	19,3433	19,3010
Antall mnd trygd	22,7566	23,1743	27,6921	28,1420

Tabell 13: Statistikk av matched utvalg, AMB fase 2 og AMO vs praksisplass, høst kohort

	treated	matched	nontreated	matched
Mann	0,5630	0,5665	0,4700	0,4781
Alder	34,2339	34,1408	33,2915	33,3874
Alder kvad.	1234,2902	1229,3525	1178,1746	1183,2255
Gift og sambo	0,3006	0,3006	0,2705	0,2569
Ikke vestlig innvandrere	0,0909	0,0862	0,0437	0,0437
Innvandrere	0,1377	0,1291	0,0975	0,0994
Utdanning, 11 år	0,4032	0,4119	0,3965	0,3878
12 år	0,1338	0,1226	0,1422	0,1429
13 år	0,2183	0,2187	0,2080	0,1957
14-17 år	0,0320	0,0251	0,0580	0,0661
18+ år	0,0554	0,0637	0,0340	0,0340
Antall år med positive pensjonspoeng	10,4084	10,4981	9,1591	9,6174
Antall år med positive pensjonspoeng Kvad	168,3443	171,6197	146,0324	156,2685
Østfold	0,0372	0,0333	0,0567	0,0457
Akershus	0,0767	0,0723	0,0816	0,0823
Hedmark	0,0455	0,0476	0,0479	0,0431
Oppland	0,0424	0,0364	0,0509	0,0509
Buskerud	0,0598	0,0485	0,0577	0,0645
Vestfold	0,0381	0,0407	0,0525	0,0580
Telemark	0,0602	0,0762	0,0505	0,0541
Aust_Agdar	0,0273	0,0273	0,0353	0,0343
Vest_Agdar	0,0256	0,0243	0,0366	0,0366
Rogaland	0,0719	0,0741	0,0450	0,0473
Hordaland	0,0710	0,0580	0,0709	0,0612
Sogn og Fjordane	0,0247	0,0173	0,0185	0,0117
Møre og Romsdal	0,0411	0,0377	0,0434	0,0444
Sør Trøndelag	0,0411	0,0437	0,0797	0,0969
Nord Trøndelag	0,0338	0,0325	0,0385	0,0405
Nordland	0,1217	0,1291	0,0774	0,0774
Troms	0,0702	0,0819	0,0356	0,0317
Finnmark	0,0251	0,0234	0,0288	0,0282
Antall mnd helt ledig	1,5868	1,4023	0,9135	1,0674
Antall mnd tiltak	0,6475	0,6423	0,4159	0,4308
Antall mnd attføring	22,9129	23,0108	21,7881	21,3793
Antall mnd trygd	26,4240	26,4175	29,4192	29,5261

Publikasjoner fra Frischsenteret

Alle publikasjoner er tilgjengelig i Pdf-format på : www.frisch.uio.no

Rapporter

1/2004	Causality and Selection in Labour Market Transitions. Dissertation for the Dr.Polit Degree	Tao Zhang
2/2004	Arbeidstilbud når svart arbeid er en mulighet	Tone Ognedal, Øystein Jørgensen, Steinar Strøm
3/2004	Er det lengden det kommer an på? – Hvordan arbeidslediges jobbmuligheter påvirkes av nivået på dagpengene og hvor lenge de har gått ledig	Øystein Jørgensen
4/2004	Pris- og avanseregulering for legemidler	Dag Morten Dalen, Steinar Strøm
5/2004	Statlig styring av prosjektledelse	Dag Morten Dalen, Ola Lædre, Christian Riis
6/2004	Veier inn i, rundt i, og ut av det norske trygde- og sosialhjelpssystemet	Elisabeth Fevang, Knut Røed, Lars Westlie, Tao Zhang
7/2004	Undersysselsatte i Norge: Hvem, hvorfor og hvor lenge?	Elisabeth Fevang, Knut Røed, Oddbjørn Raaum, Tao Zhang
8/2004	Realopsjoner og fleksibilitet i store offentlige investeringsprosjekter	Kjell Arne Brekke
9/2004	Markeder med svart arbeid	Erling Barth, Tone Ognedal
10/2004	Skatteunndragelse og arbeidstilbud. En empirisk analyse av arbeidstilbudet når svart arbeid er en mulighet	Kristine von Simson
1/2005	Pliktige elsertifikater	Rolf Golombek, Michael Hoel
2/2005	En empirisk analyse av indeksprissystemet i det norske legemiddelmarkedet	Tonje Haabeth
3/2005	Formelle og totale skattesatser på inntekt for personer med svak tilknytning til arbeidsmarkedet	Elisabeth Fevang, Morten Nordberg, Knut Røed
1/2006	Finansiering av tros- og livssynssamfunn	Aanund Hylland
2/2006	Optimale strategier i et to-kvotesystem	Rolf Golombek, Cathrine Hagem, Michael Hoel
3/2006	Evalueringsordningen for organisasjoner for personer med nedsatt	Rolf Golombek, Jo Thori Lind

funksjonsevne

4/2006	Aetats kvalifiserings- og oppl�ringstiltak – En empirisk analyse av seleksjon og virkninger	Ines Hardoy, Knut R�ed, Tao Zhang
---------------	--	-----------------------------------

Arbeidsnotater

1/2004	Samtidig bruk av Trygdeetaten, Arbeidsmarkedsetaten og Sosialtjenesten	Morten Nordberg, Lars Westlie
2/2004	Arbeidsledighet og svart arbeid. En empirisk analyse 1980 – 2003	�yvind Johan Dahl
1/2005	Lifetime earnings	Fedor Iskhakov
2/2005	Skattefunksjoner i Norge 1990 - 2004	Vivian Almendingen
1/2006	Costs and coverage of occupational pensions	Erik Hern�es, Tao Zhang

Memoranda

Serien publiseres av  konomisk institutt, Universitetet i Oslo, i samarbeid med Frischsenteret. Listen under omfatter kun memoranda tilknyttet prosjekter p  Frischsenteret. En komplett oversikt over memoranda finnes p  <http://www.oekonomi.uio.no/memo/>.

1/2004	To What Extent Is a Transition into Employment Associated with an Exit from Poverty?	Taryn Ann Galloway
2/2004	A dissolving paradox: Firms' compliance to environmental regulation	Karine Nyborg, Kjetil Telle
4/2004	Rainfall, Poverty and Crime in 19th Century Germany	Halvor Mehlum, Edward Miguel, Ragnar Torvik
5/2004	Climate policies and induced technological change: Impacts and timing of technology subsidies	Snorre Kverndokk, Knut Einar Rosendahl, Thomas F. Rutherford
10/2004	The shadow economy in Norway: Demand for currency approach	Isilda Shima
11/2004	Climate Agreement and Technology Policy	Rolf Golombek, Michael Hoel
12/2004	The Norwegian market for pharmaceuticals and the non-mandatory substitution reform of 2001: the case of enalapril	Tiziano Razzolini
13/2004	Sectoral labor supply, choice restrictions and functional form	John K. Dagsvik, Steinar Str�m

17/2004	Unilateral emission reductions when there are cross - country technology spillovers	Rolf Golombek, Michael Hoel
25/2004	Moral hazard and moral motivation: Corporate social responsibility as labor market screening	Kjell Arne Brekke, Karine Nyborg
26/2004	Can a carbon permit system reduce Spanish unemployment?	T. Fæhn, A. G. Gómez-Plana, S. Kverndokk
5/2005	The Kyoto agreement and Technology Spillovers	Rolf Golombek, Michael Hoel
6/2005	Labor supply when tax evasion is an option	Øystein Jørgensen, Tone Ognedal, Steinar Strøm
9/2005	The Fear of Exclusion: Individual Effort when Group Formation is Endogenous	Kjell Arne Brekke, Karine Nyborg, Mari Rege
11/2005	Tax evasion and labour supply in Norway in 2003: Structural models versus flexible functional form models	Kari Due-Andresen
16/2005	Prioritizing public health expenditures when there is a private alternative	Michael Hoel
17/2005	Young and Out: An Application of a Prospects-Based Concept of Social Exclusion	Oddbjørn Raau, Jon Rogstad, Knut Røed, Lars Westlie
18/2005	Immigrants on Welfare: Assimilation and Benefit Substitution	Tyra Ekhaugen
19/2005	Time and Causality: A Monte Carlo Assessment of the Timing-of-Events Approach	Simen Gaure, Knut Røed, Tao Zhang
20/2005	Organisational Change, Absenteeism and Welfare Dependency	Knut Røed, Elisabeth Fevang
21/2005	Extracting the causal component from the intergenerational correlation in unemployment	Tyra Ekhaugen
29/2005	Efficiency and productivity of norwegian tax offices	Finn R. Førsund, Sverre A.C. Kittelsen, Frode Lindseth
33/2005	Price regulation and generic competition in the pharmaceutical market	Dag Morten Dalen, Steinar Strøm, Tonje Haabeth
34/2005	American exceptionalism in a new light: a comparison of intergenerational earnings mobility in the Nordic countries, the United Kingdom and the United States	Markus Jäntti, Bernt Bratsberg, Knut Røed, Oddbjørn Raaum, Robin Naylor, Eva Österbacka, Anders Björklund, Tor Eriksson
35/2005	Earnings persistence across generations: Transmission through health?	Tor Eriksson, Bernt Bratsberg, Oddbjørn Raaum
1/2006	The Determinants of Occupational Pensions	Erik Hernæs, John Piggott, Tao Zhang and Steinar Strøm



Frischsenteret

Stiftelsen Frischsenteret for samfunnsøkonomisk forskning er en uavhengig stiftelse opprettet av Universitetet i Oslo. Frischsenteret utfører samfunnsøkonomisk forskning i samarbeid med Økonomisk institutt ved Universitetet i Oslo. Forskningsprosjektene er i hovedsak finansiert av Norges forskningsråd, departementer og internasjonale organisasjoner. De fleste prosjektene utføres i samarbeid mellom Frischsenteret og forskere ved andre norske og utenlandske forskningsinstitusjoner.

Frischsenteret
Gaustadalléen 21
0349 Oslo
Tlf: 22958810
Fax: 22958825
frisch@frisch.uio.no
www.frisch.uio.no