

Rapport  
2/2015

**Effekter av arbeidspraksis  
i ordinær virksomhet:  
Multiple og sekvensielle  
tiltak**

Tao Zhang



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

## Effekter av arbeidspraksis i ordinær virksomhet: Multiple og sekvensielle tiltak

Tao Zhang

**Sammendrag:** *Arbeidspraksis er et av mest brukt arbeidsrettede tiltakene for å hjelpe arbeidsledige raskt tilbake til jobb. Tiltaket er særlig rettet mot dem som er utsatte og har vanskeligheter med å finne jobb på egenhånd, og benyttes både for ordinære jobbsøkere og for personer med nedsatt arbeidsevne. I denne artikkelen evaluerer vi kausale effekter av arbeidspraksis og opplæringstiltak for ordinære jobbsøkere i perioden 2003-2012. Vi legger vekt på gjentatt og sekvensiell deltakelse på både opplæring og arbeidspraksis, og ser nærmere på de vanskeligstilte gruppene på arbeidsmarkedet. Gjennom estimering og simulering av en statistisk forløpsanalysemodell finner vi at arbeidspraksis har moderate (hvis noen) positive effekter på jobbsannsynlighet, mens opplæringstiltak har klart positive effekter. Effektenes størrelse varierer mellom ulike grupper, og det er innvandrere som viser seg å ha mest utbytte av arbeidspraksistiltak, og da fortrinnsvis i kombinasjon med opplæring. «Opplæring først og arbeidspraksis etterpå» viser seg å ha mer positive effekter enn «arbeidspraksis først opplæring etterpå».*

**Nøkkelord:** *arbeidspraksis, kausale effekt, gjentatt og sekvensiell deltakelse, train-place, place-train*

**Kontakt:** tao.zhang@frisch.uio.no, www.frisch.uio.no

Rapport fra prosjektet "Effekter av arbeidspraksis i ordinær virksomhet som tiltak for ledige" (internt prosjektnummer 1332), finansiert av Arbeidsdepartementet (AD-1471).

\* Takk til seniorforsker Knut Røed ved Frischsenteret for inspirasjon, kommentar og språkrettelse. Kommentar fra referansegruppen er mottatt med takknemlighet.

ISBN 978-82-7988-203-9  
ISSN 1501-9721

Arbeidspraksis i ordinær virksomhet er et arbeidsrettet tiltak for arbeidsledige som trenger å prøve ut sine muligheter på arbeidsmarkedet, opparbeide seg arbeidserfaring og gjennom dette styrke muligheten til å komme i ordinært arbeid. Tiltaket retter seg både mot ordinære jobbsøkere og mot personer med nedsatt arbeidsevne. I 2012 var det gjennomsnittlig 6900 deltakere i arbeidspraksis hver måned (til sammenligning er gjennomsnittlig månedlig deltakere på opplæringstiltak litt under 7500). Arbeidspraksis er en sentral del av Oppfølgingsprosjektet i satsingen for økt gjennomføring i videregående opplæring, Ny GIV. Dette gjør det aktuelt å evaluere bruk av arbeidspraksis sammen med opplæringstiltak da de er gjerne som en del av en mer samlet tiltakskjede.

Målsettingen for denne analysen er å evaluere de kausale effektene for ordinære jobbsøkere av å delta i arbeidspraksis i ordinær virksomhet. Aktuelle utfallsmål i denne sammenheng vil være arbeidsledighetens varighet og påfølgende overgang til lønnet arbeid. I denne analysen har vi benyttet de beste tilgjengelige statistiske metoder anvendt på norske administrative registerdata. Med estimerte effekter av tiltakene har vi mulighet både til å anslå «gjennomsnittseffekter» og til å identifisere eventuelle forskjeller i effekter mellom ulike grupper jobbsøkere.

## Problemstillinger

Arbeidspraksis<sup>2</sup> i ordinære bedrift er et ofte anvendt tiltak for arbeidsledige. Tiltaket benyttes noe forskjellig overfor ulike deltakere. Deltakere må i samarbeid med arbeidsgiver utarbeide en opplæringsplan, som også inneholder konkrete målsettinger i praksisperioden, og plan for tett oppfølging av arbeidsgiver. Gjennom deltakelse på arbeidspraksis skal deltakere bygge opp arbeidserfaring og kompetanse slik at de ved avslutning av tiltaket lettere får arbeid på egenhånd.

Arbeidspraksis er rettet mot de som har vanskeligheter med å finne arbeid selv, både for de ordinære arbeidssøkere og de med nedsatte arbeidsevne. I denne studien skal vi fokusere kun på ordinære arbeidssøkere. Varigheten av tiltak skal tilpasses behov for deltakere og kan vare opp til ett år om gangen. Arbeidspraksis skiller seg fra lønnstilkudd ved at deltakere ikke anses

---

<sup>2</sup> Tidligere praksisplass. Vi bruker de to benevnelse til å beskrive samme tiltak i artikkelen.

som ansatte i bedriften (i motsetning til lønnstilskudd, hvor deltakere er ordinært sysselsatt, med lønnstilskudd fra NAV). De får ofte stønad enten som dagpenger (for de som har dagpengerrettigheter), eller tiltaksstønad fra NAV.

Arbeidspraksis har lang historie som arbeidsrettet tiltak. Norske studier av effekter av arbeidspraksis har vært mange, med sprikende resultat. Olsvik, Guldvik og Eide (2007) har blant annet studiet hvordan arbeidspraksis fungerer for funksjonshemmede arbeidssøkere. De fant varierende effekter av arbeidspraksis for deltakere. «For noen fungerer tiltaket som en ren avklaring og utprøving av arbeidsevnen. Andre benytter tiltaket for å få relevant arbeidserfaring. Noen benytter tiltaket for å vise seg frem og som et springbrett til ordinært arbeid» (NOU 2012:6, sider 54-55). Djuve (2007) har studert arbeidspraksis for innvandrere og konkluderte at tiltak ikke har noe betydelig effekt. Mangel av tett oppfølging er en årsak at tiltak ikke har lyktes. Westlie (2008) har studert arbeidspraksis i både ordinære og skjermet virksomheter for de med nedsatte arbeidsevne. Konklusjoner er at arbeidspraksis i ordinære virksomheter gir en moderat men signifikant positiv virkning på sysselsetting, samtidig har arbeidspraksis gitt økt sannsynlighet for deltakerne blir uføretrygdet. Von Simson (2012) har studert arbeidspraksis tiltak for unge som ikke hadde fullført videregående utdanning (drop-outs) sammenlignes med vikarbyråene, og har funnet at det er sterkt negativ effekt av arbeidspraksis for jobbovergang. Det er faktisk vikarbyråene som gir bedre jobbsjans for ungdom. Hardoy (2005) konkluderer også at arbeidspraksis virker mot sin hensikt for ungdom under 20 år. Hardoy og Zhang (2010) studerte samtlige arbeidsrettet tiltak for både nordmenn og innvandrere i periode 1995-2005, og fant at arbeidspraksis har visse positive effekter for innvandrere, rett etter tiltak er avsluttet. Men når man befinner seg lenge i ledighet etter tiltakets avslutning, minsker effekten dramatisk. For nordmenn har arbeidspraksis ikke noen store positive effekter for jobbsannsynligheter.

Et sentralt spørsmål som melder seg når man studere «effekter av å delta i arbeidspraksis» er hva man betrakter som *alternativet* til arbeidspraksis: Å søke jobb på egenhånd (med eller uten dagpenger)? Eller å delta i et annet tiltak (for eksempel et opplæringstiltak)? Ofte er det naturlig å sammenligne deltakelse på arbeidspraksis med ingen tiltaksdeltakelse. Men det er ofte at bruken av arbeidspraksis er ett av flere elementer i en mer helhetlig *tiltaksstrategi*, enten som et første tiltak i en såkalt «place-and-train» strategi (arbeidspraksis først etterfulgt av opplæringstiltak) eller som et oppfølgingstiltak i en «train-and-place» strategi

(opplæringstiltak først, deretter arbeidspraksis). Opplæringstiltak (AMO tiltak) er også et av de mest brukt tiltakene. Det foregår hovedsakelig som klasseromundervisning i regi av NAV, men kan også inkludere ulike samarbeidsformer mellom NAV og undervisningsmyndighetene i ulike fylker, f.eks. praktisk rettede småkurs og kompetansegivende fag, særlig fag som er nødvendig for å fullføre videregående utdanning. Kombinasjon av opplæring og arbeidspraksis er ofte betraktet som en tiltakskjede eller tiltakspakke. For eksempel, for en nyankommet innvandrere kan det være aktuelt å tilby språkopplæring først, og for dem som ikke fått jobb etter fullført språkopplæring, arbeidspraksis i bedrift for å bygge opp arbeidserfaring. Når man har en slik tiltakskombinasjon som kan ha betydning for jobbmulighetene, er det naturlig å evaluere arbeidspraksis som en del av en tiltakspakke. I dette tilfellet, er det avgjørende hvilke strategier man opererer med hva angår rekkefølgen av tiltak. Vi skal diskutere dette nærmere senere.

Når det gjelder effekter av individuell deltakelse kan det ofte være hensiktsmessig å skille mellom «på-tiltaks-effekter» og «etter-tiltaks-effekter». Flere empiriske studier viser at mens man deltar på et arbeidsmarkedstiltak, reduseres sannsynligheten for å forlate tilstanden som arbeidsledig jobbsøker. Dette blir ofte referert til som *innlåsnings-effekter*, og kan forårsakes av at tiltaket medfører at det blir mindre tid til ordinær jobbsøking, eller at deltakere selv ønsker å benytte tiltak til å bygge opp sin humankapital og styrke sine muligheter i jobbsøking. Det kan også være et krav fra NAV at deltakere bør fullføre tiltak. Det er også økonomiske insentiver til stede, hvor deltakelse av tiltak er en forutsetning for å motta arbeidsledighetsytelse. Etter at et tiltak er avsluttet bør man imidlertid kunne forvente en høyere overgangsrate fra ledighet til arbeid enn det man ville ha hatt uten tiltaksdeltakelse. Hvilke av disse effektene som i så fall dominerer vil avhenge av størrelsen på de ulike effektene, av varigheten av tiltaket, og av hvilke(t) utfallsmål man fokuserer på. For å kunne vurdere alternative tiltaks samlede effekter både på kort og lang sikt er det viktig å benytte empiriske metoder som muliggjør identifikasjon både av innlåsnings-effekter og av etter-tiltaks-effekter.

I tillegg kan man tenke seg at selve *tilbudet* om å delta i arbeidspraksis – eller vissheten om at et tilbud eller krav om slik deltakelse kan komme – påvirker potensielle deltakers jobbsøkeatferd. Det kan tenkes at hvis en person er positivt innstilt til deltakelse på arbeidspraksis, ville han før påbegynt tiltak redusere sin jobbsøkingsintensitet. Alternativt kan

man tenke at dersom en person er negativt innstilt til tiltak, vedkommende ville øke sin jobbsøkingssinnsats for å finne en jobb før eventuelt deltakelse på tiltak.

Det er imidlertid vanskelig å modellere eller tallfeste effekter i forkant av mulig deltagelse. For å kunne analysere slike «*ex ante*» effekter, trenger vi kunnskap om hvem som tilbys tiltak, og når dette skjer. Slik data har vi ikke tilgang til. Det er økende interesse i litteratur om slik *ex ante* effekter. Calmfors og Lang (1995) konkluderte at det faktisk er ønskelig for de ledige å delta på tiltak, slik at eksistens av mulige tiltak ville redusere overgang fra ledighet til jobb i forkant av mulig tiltaksdeltakelse. Black et al (2003) viser hvordan krav om tiltaksdeltakelse kan fungere som en «trussel», og dermed motivere jobbsøkere til å greie seg på egenhånd. Se for øvrig Røed (2012) for detaljert diskusjon.

Den sentrale utfordringen ved alle evalueringsstudier er det såkalte *seleksjonsproblemet*. Dette problemet forårsakes av at tildeling og aksept av tiltaksplass ikke skjer vilkårlig (randomisert), hvilket innebærer at observerte forskjeller i utfall mellom deltakere og ikke-deltakere fanger opp en kombinasjon av tiltakseffekter og eventuelle andre systematiske, men uobserverte, forskjeller mellom deltakere og ikke-deltakere. Slike systematiske forskjeller kan oppstå både som følge av administrativ seleksjon (for eksempel at saksbehandlere tilbyr tiltak til dem de mener har dårligst/best forutsetninger for å greie seg på egenhånd) eller som følge av individuell seleksjon (for eksempel at bare de mest motiverte jobbsøkerne er villige til å delta i tiltak). Dette er en grunnleggende utfordring ved bruk av ikke-eksperimentelle data til å evaluere tiltakseffekter. Den kan i noen grad håndteres ved å kontrollere for observerte kjennetegn ved potensielle tiltaksdeltakere, men man vil aldri kunne vite med sikkerhet at all relevant seleksjon lar seg fange opp på denne måten. I dette prosjektet håndterer vi seleksjonsproblemet ved å ta i bruk avanserte statistiske metoder som (under visse forutsetninger) gjør det mulig å skille sorteringsmekanismer og kausale sammenhenger fra hverandre med basis i den eksakte tidfestingen av sentrale hendelser (for eksempel tiltaksdeltakelse og overgang til jobb).

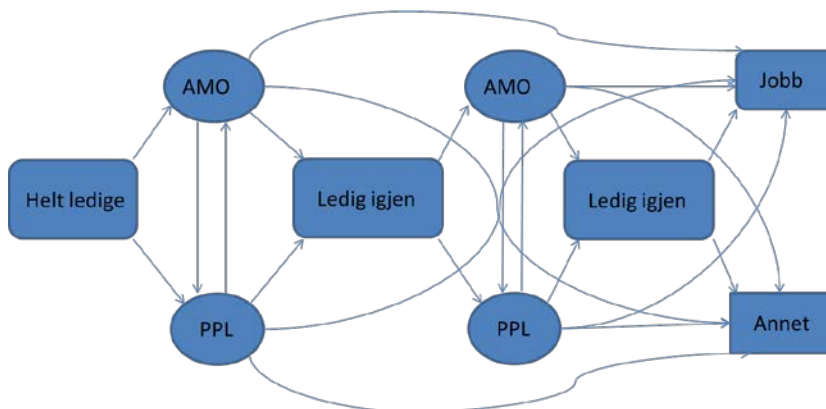
## Multiple og sekvensielle tiltak

Tidligere studier ser vanligvis kun på en tiltaksdeltakelse: man starter forløp med helt ledig, etter en periode deltar man på en av tiltakstypene vi analyserer, dvs. enten AMO eller arbeidspraksis (PPL). Når man er ferdig med tiltaksdeltakelse, og ikke har gjort overgang til annen tilstand, går man til ledighet igjen. Etter ytterlige en periode, kan man gjøre overgang til jobb, eller annen tilstand f.eks. til utdanning eller ut av arbeidsstyrken.

Mens man deltar på tiltak, inntreffer på-tiltakseffekt. Mange studier har påpekt at mens man deltar på tiltak, observerer vi ofte negative tiltakseffekter. Når deltakelse er avsluttet, inntreffer etter-tiltakseffekt, som påvirker overgangssannsynlighet når deltaker vender tilbake til ordinær ledighet etter avsluttet tiltak.

Forutsett på ett enkelt tiltak er foretrukket av forskere av flere grunner. For det første er det ofte mye enklere å estimere slik modell. For det andre, det er lettere å tolke resultatene. Men i praksis, observerer vi ofte hyppige bevegelser i ledighetsforløp, hvor en kan delta samme tiltak flere ganger. Man kan også delta på flere typer tiltak etter hverandre. Den typen kompleks bevegelsen kan illustreres i figur 1.

**Figur 1 Multiple og sekvensielle deltakelser**



I figur 1, man kan begynne som helt ledig, og deretter delta på enten AMO eller PPL. Når man slutter med deltakelse, kan man gå tilbake til ledig igjen. Fra ledig, kan man delta igjen på samme tiltak man deltok på tidligere (gjentatt deltakelse). Man kan også delta på den andre typen tiltak. Samtidig, hvis vi åpner for at man kan «hoppe» fra tiltak til tiltak, har vi en enda mer komplisert situasjonen (sekvensielle deltakelse, eller tiltakskjede). I alle trinn av ledighetsforløp, har man mulighet til å foreta absorbende overganger, dvs. overganger helt ut

av arbeidsledighet. I vår data, har vi to typer tiltak i fokus, opplæringstiltak AMO og arbeidspraksis PPL. Hvis man deltar AMO først, og deltar PPL senere, definerer vi denne sekvensen «train-place». Alternativt hvis PPL kommer først og AMO etterpå, definerer vi det som «place-train». I økonomiske litteratur brukes «place-train» egentlig til å karakterisere programmer som ofte er tilrettelaget til de med nedsatte arbeidsevner, hvor de er plasserte i bedrifter og får opplæringer mens de er i praksis. Her refererer vi bare den sekvensen hvor arbeidspraksis er det tiltaket kommer før et eventuelt opplæringstiltak i en tiltakssekvens.

Med gjentatte og sekvensielle tiltak er det mye vanskeligere å analysere tiltakseffekter, sammenlignede med tilfellet der personer bare deltar i ett tiltak. Først og fremst vet vi ikke om de gjentatte og/eller sekvensielle tiltak, f.eks. train-place eller place-train, er planlagt på forhånd ved start av forløp, eller bare er en sekvensiell hendelse. Man kan tenke at når en person starter med ledighetsforløp, blir vedkommende tilbudt en «tiltaks pakke», hvor en kan delta på AMO kurs for å bygge opp kompetanse, deretter blir plassert på arbeidspraksis i bedrift for å oppnå visse arbeidserfaringer. Det kan også tenkes at den ledige blir tilbudt et tiltak, som vises å være mindre effektivt med hensyn til jobbmulighet. Deretter blir vedkommende tilbudt et annet tiltak for å prøve ut andre muligheter. Uansett hvilke scenario som er aktuelle, har vi ikke mulighet til å fastslå det fra registerdata. Dette innebærer videre en mulig negativ sorteringsprosess: de som har høyst utbytte av tiltaksdeltakelse vil antakeligvis finne en jobb fortst og forlater ledighet først. De som har flere tiltaksdeltakelser ville da være de som har minste utbytte, eller er mest utsatt på arbeidsmarked, slik at de trenger mer hjelp til å komme tilbake til ordinære arbeid.

For det andre, med gjentatt og sekvensielle deltakelse, vil effekter av tidligere deltakelse påvirke både sannsynlighet for senere tiltaksdeltakelse og effekter av senere tiltak. Derfor vil det bli vanskelig å fastslå tiltakseffekter uten å ta hensyn til tidligere deltakelse. Det er to mulige måter å håndtere effekter av tidligere deltakelse på: «persistent» eller «memoryless». Hvis vi antar at tidligere tiltakseffekt er langvarige, og vil påvirke effekt av senere tiltak, kaller vi effekten «persistent». På den andre siden, hvis vi antar at effekter av tidligere tiltaksdeltakelse kun vil vare fram til et nytt tiltak inntreffer, kaller vi det «memoryless». I det siste tilfellet, er enhver tiltakseffekt (enten innlåsningseffekt eller etter-tiltakseffekt) veldefinert for denne tiltaksdeltakelsen alene.



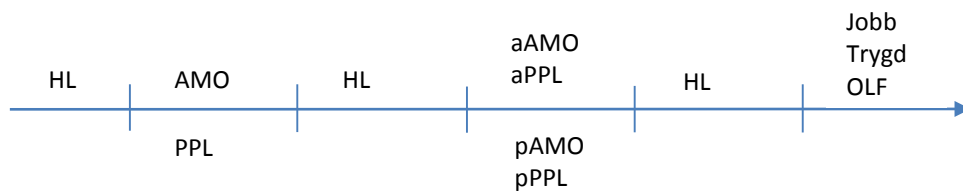
En sentral forutsetning for sekvensielle eller gjentatt deltakelse av tiltak er at tidligere tiltak har «feilet». Det er naturlig å tro at personer med flere tiltaksdeltakelser er en negativt sortert gruppe, hvilket innebærer at de har lavere sannsynligheter for å komme ut av ledighet. De som har deltatt på flere enn ett tiltak vil ofte gjøre dette fordi det første tiltaket var mislykket. I denne sammenheng, er det da viktig å analysere hvilket tiltak som ble tilbudt først. Siden formålet med alle arbeidsmarkedstiltak er å hjelpe arbeidssøkere å finne arbeid, er det naturlig å anta at det første tiltaket tilbudt av NAV er det best tilgjengelig hjelpemiddel for jobbsøkerne ved det aktuelle tidspunktet. Den «tiltaksfilosofi» eller «tiltaksstrategi» NAV-kontoret opererer med ville da ha konsekvenser for utfall av ledighetsforløp. Faktorer som bestemmer hvilket tiltak som blir tilbudt først kan være saksbehandlers vurderinger/kompetanse og erfaringer; NAV-kontorets vanlige praksis, ressurs tilgjengelighet/budsjett osv. Det er dessverre fra registerdata ikke mulig å avdekke slik tildelingspraksis. Men med statistiske metoder kan vi allikevel si noe om hvilken rekkefølge av tiltakene i sekvensene som er mest effektiv.

Det er få norske studier som har studert sekvensielle tiltaksdeltakelse («tiltaks pakke» eller «tiltaks kjede»). Dahl og Lorentzen (2005) analyserer virkningen av utdanning og arbeidspraksis som virkemidler (tiltaks kjede) for å bidra til at sosialhjelpsmottakere i Norge får økt inntekt. De har funnet at utdanning ga positive virkninger for fremtidig sysselsetting, men ikke arbeidspraksis. Hardoy og Zhang (2010) definerer «først opplæring deretter praksis» som en tiltaks pakke og funnet at en slik «tiltaks pakke» har visse positive effekter på jobsannsynlighet.

### **Modellering strategier**

For å takle gjentatt og sekvensielle tiltaksdeltakelse, har vi prøvd fram noen forskjellige modelleringsstrategier. Vi har valgt en modell hvor vi skiller første deltakelse på tiltak med senere tiltak, og antar at effekter av senere deltakelser avhenger av hvilket tiltak som er det første tiltak man deltar på inne det samme ledighetsforløpet.

Figur 2:



Figur 2 illustrerer vår modelleringsstrategi. Man starter forløpet med helt ledighet, og kan gå til enten AMO eller arbeidspraksis, som den første deltakelsen på tiltak. Når man er ferdig med første tiltak, og ikke har lykket med å finne jobb, er man tilbake til åpen ledighet HL. Mens tiltak pågår, inntreffer på-tiltakseffekt (innlåsnings-effekt) av første tiltak. Når man har vendt tilbake til ledighet igjen, inntreffer etter-tiltakseffekten av første tiltak, som påvirker overgangssannsynligheter proporsjonalt og varer helt til forløpet er avsluttet (persistent effekter)

Fra åpenledighet, kan man delta igjen enten på AMO eller PPL. Men avhengig av hvilket tiltak man deltok på først, vil effekter av senere AMO antas å være forskjellig. I figur 2 betegnes senere AMO som aAMO og pAMO, avhenger av om det første tiltak var AMO eller PPL. Samme resonnement brukes også for senere deltakelse på arbeidspraksis. Effekter av senere deltakelse på tiltak skiller da ikke bare hvilken tiltak det gjelder, men også etter hva som var det første tiltak, f.eks. effekten av arbeidspraksis som etterfølger opplæring er antatt forskjellig fra effekten etter et tidligere arbeidspraksistiltak. De senere tiltaksdeltakelsene er imidlertid «memoryless» og kun virke for det senere tiltaket og fram til nye deltakelse (i motsetning av den alle første tiltaksdeltakelse, som varer utover hele forløpet).

Vår metodiske tilnærming vil bygge den såkalte Timing-of-Events (ToE) approach (forløpsanalyse). Den såkalte Timing-of-Events Approach (Abbring og Van der Berg, 2003) framstår i dag som en av de mest lovende strategier for å identifisere tiltakseffekter med basis i ikke-eksperimentelle data. Kort fortalt handler dette om å modellere sannsynligheter (hasardrater) for overgang mellom ulike tilstander, hensyn tatt til at det finnes uobservert heterogenitet som kan gi opphav til ikke-kausale korrelasjoner mellom ulike overgangsrater (for eksempel slik at personer som har høy sannsynlighet for å komme på tiltak også tenderer til å ha særlig høy/lav sannsynlighet for å få jobb). I praksis løses seleksjonsproblemet ved at vi modellerer de uobserverte faktorene som trekninger fra ukjente sannsynlighetsfordelinger.

Dette gjøres på en såkalt ikke-parametrisk måte, noe som innebærer at vi ikke på forhånd har gjort noen bestemte forutsetninger sannsynlighetsfordelingen til de uobserverte faktorene.

Innenfor rammen av dette modellapparatet måles *tiltakseffektene* som relative endringer i overgangssannsynligheter forårsaket av pågående og/eller avsluttet tiltaksdeltakelse. Metoden er derfor godt egnet til å analysere innlåsnings effekter og etter-tiltakseffekter separat. Slik modellapparat har blitt brukt i en rekke empirisk studier av tiltakseffekter i det norske arbeidsmarked, bl.a. Røed og Raaum (2006) og Hardoy og Zhang (2010).

Forløpsmodellene vi estimerer her er av såkalt «Discrete time Multivariate Mixed Proporsjonal Hazard rate» modell, eller MMPH. For hver diskrete tidsenhet, er overgangssannsynligheten funksjon av observerte individskjennetegn, varighet av forløp, og av uobserverte individskjennetegn. I appendiks har vi presentert den økonometriske modellen i detalj.

Effekter av tiltaksdeltakelse, både på-tiltakseffekter og etter-tiltakseffekter er modellert ved dummy variabler som indikerer hvilken måneden personen er i tiltaksdeltakelse, eller har deltatt på tiltak. Disse dummyene ville da fange opp effekter som påvirker overgangsratene proporsjonalt. Merk at i denne studien har vi holdt effektene konstante, dvs. at de ikke avhenger av tid siden start eller avslutning av tiltak. I Hardoy og Zhang (2010) har de imidlertid modellert effekter som avhenger av hvor lenge man har vært i tiltak eller hvor lenge det er siden man er ferdig med deltakelse. På grunn av komplisert modellering av multiple og sekvensielle tiltakskombinasjoner i denne studien, har vi valgt å se bort fra denne komplikasjonen her.

Vi bruker fleksibel modellering av både forløpsvarighet og uobservert heterogenitetsfordelingen. Vi kontrollerer for en rekke demografisk kjennetegner, f.eks. alder, kjønn, utdanning, bostedskommuner, innvandrerstatus, tidligere arbeidserfaringer målt i antall år med positive pensjonspoeng, og gjennomsnitt pensjonspoeng, før start av ledighetsforløp. Uobservert heterogenitet er tilnærmet med en diskret fordeling med støtte i form av massepunkter. Vi øker antall massepunkter gradvis i maksimering, og evaluerer loglikelihood ved enhver trinn. For å unngå overestimering av modellen med unødvendige antall ekstra massepunkter, velger vi å straffe loglikelihood med informasjonskriteriet og bruke Bayesian Information Criterion (BIC) til å velge optimalt antall massepunkter, se Gaure

et al (2007) og Zhang(2004) for teknisk beskrivelse og diskusjon om BIC og andre informasjonskriterier.

Ved hjelp av enkle simuleringer kan vi også komme fram til samlede effekter på for eksempel ledighetsforløpets varighet og/eller på det endelige utfallet av ledighetsforløpet (for eksempel jobb, utdanning, eller uttrekning fra arbeidsstyrken). En fordel med denne metoden er at vi ved hjelp av estimerte modellparametere kan simulere situasjoner med og uten eksistensen av ulike typer tiltak (herunder arbeidspraksis), hvilket igjen kan danne grunnlag for eventuelle nytte-kostnads-analyser. Vi beskriver dette nærmere i senere avsnitt.

## Data og ledighetsforløp

Data i denne studien er koblede administrative registerdata som innhentet fra SSB med tillatelser fra registreiere. De viktigste datakilder er arbeidsledighetsregister, arbeidstakerregister, inntekts- og trygdeopplysninger, og demografiske informasjon. Vi fokuserer på perioden fra januar 2003 til desember 2012, altså 10 år. Tidsenhet i analysen er måned.

Å være arbeidsledig i vår analyse er definert ved at en person er registrert arbeidssøker i NAVs register med status som helt ledig eller deltaker på ordinære arbeidsmarkedstiltak. Vi ekskluderer personer som er permittert, siden de generelt har et annerledes ledighetsforløp og jobbsøkningsmønster.

Vi definerer ledighetsforløp slik: alle ledighetsforløp starter etter minst 6 måneders fravær fra arbeidsledighetsregister, og slutter med minst 3 måneders fravær fra registeret. Alle ledighetsforløp starter med status «helt ledig, ikke permittert», og vi betinger ikke på dagpengestatus ved start av ledighetsforløp. Det vil innebære at hvis vi observerer en person registret i ledighetsregister med helt ledig status «HL» i kalender måned  $t$ , og det ikke er noen registrering i måneder  $t-1$ ,  $t-2$ , ...,  $t-6$ , definerer vi at ledighetsforløpet startet i måned  $t$ .

Hvis en er registrert som helt ledig, eller deltaker på tiltak (som vi definerer senere) i kalendermåneden  $t$ , ser vi om det er 3 sammenhengende måneder etter  $t$ , dvs.  $t+1$ ,  $t+2$ ,  $t+3$ ,

uten registrering i ledighetsregister. Hvis dette er tilfellet, definerer vi at ledighetsforløpet har avsluttet i løpet av måned  $t+1$ .

Når et ledighetsforløp er avsluttet, sier vi at forløpet har hatt overgang til et «absorbende» eller endelig utfall. I motsetning til absorbende overgang, definerer vi deltakelse av tiltak som midlertidig overgang fra helt ledig til aktuelle tiltak.

Vi definerer 3 absorbende utfall: jobb, trygd og out-of-labour-force (ut av arbeidsstyrken inkluderer utdanning). Hvis det er registrert arbeidsforhold via arbeidstakerregister med gjennomsnittlig månedslønn i det aktuelt kalenderår som overstiger 5000 NOK, innen 3 måneder etter at forløpet har sluttet (dvs. i måneder  $t+1$ ,  $t+2$ ,  $t+3$ ), definerer vi en jobbovergang. Arbeidsforhold må vare minste en måned, for å være et gyldig arbeidsforhold. Hvis vi ikke kan finne et registrert arbeidsforhold, teller vi totalt antall måneder en person kan være i arbeid i det aktuelt året (de «uforklarte» måneder utenom ledighet). Dersom totalt arbeidsinntekt i dette året delt på det total antall «uforklarte» måneder overstiger 5000 NOK, definerer vi allikevel en overgang til jobb, basert på inntektskriteriet. I tillegg har vi valgt å definere overgang til delvis sysselsatt som en jobb, selv om jobbsøkinger fortsetter. Det kan diskuteres hvorvidt delvis sysselsatt er en ledig status eller jobb. Deltidsjobb/korttidsengasjement er ofte inngangsbillett til en mer permanent jobb og et slags fotfeste i arbeidsmarked. Vi mener i denne studien at det tross alt er en visse suksess hvis en arbeidsledige person kan finne en deltidsjobb til å begynne med.

Tilsvarende har vi definert overgang til trygd (det er registrert trygdeforhold/ytelsesmottagelse innen 3 måneder etter slutten av forløpet). Trygdeforhold inkluderer alle typer ytelser (arbeidsavklaringspenge, sosialhjelp, uføretrygd osv) bortsett fra dagpenger og sykepenger<sup>3</sup>. Hvis vi observerer at personen er registrert i ledighetsregisteret med nedsatt arbeidsevne, eller er deltaker på tiltak som er rettet mot personer med nedsatt arbeidsevne, definerer vi også det som overgang til trygd.

Hvis vi ikke kan definere en absorbende overgang som jobb eller trygd, definerer vi overgangen som out-of-labour-force (OLF). OLF inkluderer også overgang til ordinære

---

<sup>3</sup> Mottagelse av trygdeytelse benyttes i denne studien til å definere at personen ikke er ordinære arbeidssøker. Dagpenge er stønad til kvalifisert ledige personer som er aktiv jobbsøker, mens sykepenge er (normalt) utbetaling til ordinære sysselsatte. Derfor mottakelse av dagpenge og sykepenge ikke er klassifisert som trygd i denne sammenheng.

utdanning. Det er argument for at utdanning kunne også anses som en suksess, dersom personen ved deltakelse på arbeidsmarkedstiltak ble inspirert til å ta mer utdanning. På den andre siden, er utdanning tross alt en tilstand hvor personen trekker seg tilbake fra arbeidsliv. Derfor har vi valgt i denne studien å betrakte utdanning som en del av tilbaketrekning fra arbeidsmarked (out-of-labour-force).

Vi fokuserer på ordinære arbeidssøkere som enten deltar eller kunne ha deltatt i arbeidspraksis i perioden 2003-2012. Siden Arbeidspraksis ofte er brukt i sammenheng med opplæringstiltak (AMO eller ordinær utdanning), fokuserer vi i dette prosjektet på kun to typer tiltak: opplæringstiltak (AMO), arbeidspraksis/arbeidspraksis(PPL). Deltakelse på tiltak definerer vi som midlertidig overgang fra helt ledig til det aktuelle tiltaket.

Sensurering er et viktig element i definisjon av forløp. Når et forløp har vart over 36 måneder, uten en absorbende utfall, sensurerer vi forløp. Det vil si et forløp avsluttes uten en overgang, og at vi ikke studerer hva skjer etter 36 måneder. Grunnet til valget av 36 måneders varighet er at det er relative få ledighetsforløp som varer over 3 år, og det er veldig lite overganger etter 3 år i sammenhengende ledighet, noe som gjør det vanskelig i statistisk estimeringer. Siden vi kun fokuserer på to typer tiltak, sensurerer vi også forløp ved overgang fra helt ledig til deltakelser på alle andre typer tiltak, f.eks. lønnstilskudd, sysselsettingstiltak. Dette innebærer at vi i praksis sammenligner deltakelseeffekter av opplæring og arbeidspraksis med ikke deltakelse. Vi sensurerer også forløp hvis tiltaksvarighet er lenger enn 12 måneder. Også når forløp varer fram til slutten av analyseperioden, som er september 2012<sup>4</sup>, sensurerer vi forløp.

---

<sup>4</sup> Siste måned i vår datamaterialet er desember 2012. Siden vi trenger minst 3 måneders fravær fra ledighetsregister til å bestemme slutten av forløp, i tillegg trenger vi informasjon fra andre register i de siste 3 måneder til å bestemme eventuelt absorbende overganger, sensurerer vi forløp på september 2012, dersom det ikke finnes entydig overganger.

## Resultat

Vi presenterer først noe beskrivende statistikk for analyseutvalget, se Tabell 1.

**Tabell 1: Statistikk om estimeringsdata**

Antall forløp	946052	Antall deltakelser på AMO	
Antall månedlig observasjoner	4395746	1	76079
Overganger		2	11638
Jobb	601753	3+	2681
Trygd	66303		
Out of labour force	194743	Antall deltakelser på PPL	
		1	43741
Opplæringstiltak AMO	108039	2	4745
Arbeidspraksis PPL	55169	3+	622
<hr/>			
Gjennomsnitt varighet (måned)	4,6464	Antall med AMO som først tiltak	
Varighet frem til først AMO	5,5016	87386	
Varighet frem til først PPL	3,2008		
<hr/>			
Varighet fullført først AMO	2,5172	Antall med PPL som først tiltak	
Varighet fullført PPL	4,3311	39120	
<hr/>			
Varighet fram til jobb uten tiltak	4,0691	Varighet fram til jobb med tiltak	11,5254
Varighet fram til trygd uten tiltak	4,6758	Varighet fram til trygd med tiltak	12,6098
Varighet fram til OLF uten tiltak	5,2118	Varighet fram til OLF med tiltak	12,2261

Det er totalt 946052 forløp i perioden 2003-2012, som utgjør ca 4.4 millioner månedlige observasjoner. Det er 601753 overganger til jobb, som er langt flere enn overganger til andre absorbende tilstander (trygd, OLF). Det er omtrent dobbelt så mange med deltakelse på AMO som med deltakelse på arbeidspraksis. Tabell 1 også viser at det er flere gjentatt deltakelse av samme tiltak inni et og samme forløp, og det er en del personer med flere enn 3 AMO/arbeidspraksis deltakelser. De fleste tiltaksdeltakerne har opplæring/AMO som første tiltak (87386 forløp med AMO som første tiltak, versus 39120 med arbeidspraksis som første). Gjennomsnittlig varighet av alle forløp er ca 4,6 måneder, og gjennomsnittlig varighet av først AMO er ca 2,5 måneder, mens gjennomsnittlig varighet av første praksistiltak er ca 4,3 måneder. Det tar lengre tid før man blir tildelt første AMO tiltak enn arbeidspraksis (5,5 måneder kontra 3,2 måneder). Det er interessant å observere at uten tiltak er gjennomsnittlig varighet av et forløp fram til jobb ca 3,2 måneder. Med AMO deltakelse, ville gjennomsnitt varighet være nesten 12 måneder. Tilsvarende funn er det også for arbeidspraksis. Dette

skyldes i hovedsak at sannsynlighet for å komme på tiltak er større jo lengre forløpet varer. Men det kan også reflektere eventuelle innlåsnings effekter mens tiltak pågår. Deltakere på tiltak kan også ha gjennomsnittlig lavere sannsynlighet for å få jobb enn de som ikke er deltakere.

**Tabell 2: Statistikk av individskjennetegn ved start av forløp**

Statistikk ved starten av forløp		Individskjennetegn ved start av tiltak	
		AMO	PPL
Total antall person	704964	Kvinner	47,90 % 53,42 %
Kvinner	46,51 %	Gift og sambo	34,65 % 27,51 %
Gift og sambo	26,80 %	Innvandrere	41,91 % 40,43 %
Innvandrere	24,84 %	Unge <= 25 år	27,78 % 54,79 %
Først gen innvandrere	23,79 %	Mid-alder 26-55 år	67,57 % 43,69 %
Andre gen innvandrere	1,04 %	Eldre 56+	4,65 % 1,52 %
Gjennomsnitt alder	32,47	Grunnskole	43,22 % 57,97 %
Unge <= 25 år	35,45 %	Ikke fullført videregående	6 % 2,58 %
Mid-alder 26-55 år	59,47 %	Videregående	22,43 % 14,41 %
Alder 26-30	16,26%	Høyere utdanning	17,57 % 13,26 %
Alder 31-55	43,21%	Ukjent utdanning	10,07 % 10,75 %
Eldre 56+	5,08 %		
Grunnskole	34,41 %		
Ikke fullført videregående	6,45 %		
Videregående	28,99 %		
Høyere utdanning	21,95 %		
Ukjent utdanning	6,64 %		
Antall år med positive pensjonspoeng	8,3724		
Gjennomsnitt G	1,8153		

Tabell 2 viser gjennomsnittlig verdi og fordeling av individskjennetegn ved start av forløp. Totalt er det 704964 personer som er i vårt analyseutvalg. Det er flere menn enn kvinner. Innvandrere utgjør ca 25% av total antall personer, og de fleste er første generasjon innvandrere. Gjennomsnitt alder i utvalget er ca 32,5 år, og de fleste er voksne i alder 26-55 år. De fleste har grunnskole og videregående skoles utdanning.

Når man ser på kjennetegn for deltakere på AMO og arbeidspraksis, er det noen interessante observasjoner. Først og fremst er det flere menn enn kvinner som deltar på AMO tiltak, mens kvinner har størst andel i arbeidspraksis. Innvandrere utgjør litt mindre enn halv parten av tiltaksdeltakere (ca 40% for begge tiltak). Det er de som er mellom 26-55 år som deltar mest



på AMO, mens det er flest unge (under 26 år) som deltar på arbeidspraksis. For begge tiltak, er det flest med lavere utdanning. Deltakere med grunnskole, og ikke fullført videregående skole utgjør ca halv parten for AMO, og nesten 60% for arbeidspraksis.

Selve modellen er det utfordrende å estimere. Det er totalt 5 overganger og over 900 parameterer som skal estimeres. Basert på BIC, er beste modell oppnådd ved 8 massepunkter i sannsynlighetsfordelingen for uobservert heterogenitet.

Modellen er formulert slik at effekter av tiltaksdeltakelse er estimert separat for de ulike undergruppene av interesse (kvinner, unge, lavere utdannet med grunnskoleutdanning, og innvandrere osv). Dette gjøres ved å samspille dummier for undergruppene med selve tiltakseffekter. Samspill er inkludert både for alle første tiltaksdeltakelse, og senere deltakelse hver for seg, både for på-tiltakseffekter og etter-tiltakseffekter. De estimerte tiltakseffekter har da tolkning som effekter for den referansegruppen (middelaldrende norske menn bosatt i Oslo, med videregående utdanning, ved gjennomsnittlig arbeidsmarkedsforhold ved først kvartal 2003). Effektene for hva gruppe kan da kalkuleres ved å legge sammen referanseeffekter og estimater for samspillsledd<sup>5</sup>, slik Tabeller 3-6 presenter her nede.

**Tabell 3: På-tiltakseffekter på jobsannsynlighet, først tiltak er opplæring.**

Først tiltak er opplæring	Overgang til jobb		
	Est	S.E.	%effekt på sannsynlighet
<b>Effekt (ref)</b>	-0,0642	0,0346	-13,16 %
<b>Grunnskole</b>	-0,1200	0,0347	-16,60 %
<b>Ikke fullført videregående</b>	-0,0324	0,0489	-10,04 %
<b>Kvinner</b>	-0,1734	0,0343	-21,81 %
<b>Unge (&lt;=25 år)</b>	-0,1567	0,0357	-20,50 %
<b>Innvandrere (1.gen+2.gen)</b>	-0,3581	0,0382	-34,50 %
<b>Effekt av senere opplæring når først tiltak er opplæring</b>	Est	S.E.	%effekt på sannsynlighet
<b>Effekt (ref)</b>	-0,1506	0,0867	-41,39 %
<b>Grunnskole</b>	-0,0268	0,0826	-39,68 %
<b>Ikke fullført videregående</b>	-0,0479	0,1145	-32,55 %
<b>Kvinner</b>	-0,2605	0,0854	-51,58 %

<sup>5</sup> Estimerte standardfeil kan da kalkuleres ved formelen:  $\sqrt{\text{var}(x) + \text{var}(y) + 2 \cdot \text{cov}(x, y)}$ , hvor x er den referanseeffekten og y er estimat for samspillsledd.

<b>Unge (&lt;=25 år)</b>	-0,3774	0,0988	-55,93 %
<b>Innvandrere (1.gen+2.gen)</b>	-0,3540	0,0944	-54,44 %
<b>Effekt av senere arbeidspraksis når først tiltak er opplæring</b>			
	Est	S.E.	%effekt på sannsynlighet
<b>Effekt (ref)</b>	-0,5501	0,1008	-48,56 %
<b>Grunnskole</b>	-0,3840	0,0966	-46,42 %
<b>Ikke fullført videregående</b>	-0,4781	0,1388	-43,10 %
<b>Kvinner</b>	-0,5791	0,0997	-53,78 %
<b>Unge (&lt;=25 år)</b>	-0,8204	0,1015	-62,47 %
<b>Innvandrere (1.gen+2.gen)</b>	-0,4559	0,1031	-46,05 %

(Standardfeil i kursive font)

Tabell 3 viser estimater av på-tiltakseffekter på jobbsannsynlighet, altså effekter av tiltak mens tiltak pågår, når første deltakelse av tiltak i forløp er opplæring/AMO. Det er estimert tiltakseffekter som virker proporsjonalt på jobbsannsynligheten. Vi har da at eksponentialfunksjonen av estimat tolkes som den relative endringen i sannsynligheten for å få jobb i løpet av et lite tidsrom, dvs at  $(exp(b)-1) \times 100$  er den prosentvis endringen på overgangssannsynligheten. For å beregne effekter på overgangssannsynligheter over tidsrom på 1 måned må vi ta hensyn til hva som er nivået på overgangsraten i utgangspunktet og også på nivået til konkurrerende overgangsratene. Derfor må vi bruke alle estimatene sammen med estimater for tiltak for å beregne virkning på månedlige overgangssannsynligheter. Se appendiks for en teknisk forklaring. Siste kolonne i Tabellen 3 viser da prosentvis effekter av estimerte tiltakseffekter på overgangssannsynlighet til jobb, beregnet for en referanseperson i Oslo som starter ledighetsforløp januar 2003, når varighet av ledighetsforløpet er 6 måneder. Det er imidlertid viktig å understreke at selve størrelser av estimater og beregnet prosentvis effekter bør ses i sammenheng med opprinnelig sannsynligheter. En 50% positiv effekt på en overgangssannsynlighet på 1% ville ikke i praksis utgjøre veldig mye store forskjeller på ledighetsutfallet.

Første delen av Tabell 3 viser estimater av på-tiltakseffekt ved alle første deltakelse av opplæringstiltak. Vi ser at deltakelse på opplæringstiltak gir signifikant negative effekter på overgang til jobb mens tiltak pågår. Dette er kjent som «innlåsnings-effekter». Men størrelsesmessig er ikke innlåsnings-effektene veldig store. Negative innlåsnings-effekter av opplæringstiltak for de som ikke har fullført videregående er nesten ikke eksisterer. Innvandrere har derimot sterkest innlåsnings-effekten blant alle gruppene, 34,5% reduksjon på overgangssannsynlighet når man deltar på opplæring. Det kan tenkes at

opplæringstiltak/AMO for innvandrere har en annen profil enn for andre. Det kan være språkopplæring som er viktige for innvandreres fotfeste i norsk arbeidsmarked. Derfor ville deltakere benytte tiltak til bedre språk og kulturforståelse av norsk arbeidsmarked, som de gjerne ville fullføre før aktivt jobbsøking.

I midterste delen av Tabellen ser vi på-tiltakseffekter av senere deltakelse av opplæringstiltak (gjentatt deltakelse), gitt at først tiltak er opplæring. Hvis første deltakelse av tiltak er AMO, vil innlåsningseffekter av senere deltakelse av AMO være noe sterkere enn ved førstegangs deltakelse.

Det er imidlertid observert i siste delen av Tabellen at dersom senere tiltak er praksisklass, vil det påføre sterkere innlåsningseffekter på jobbsannsynlighet mens tiltak pågår. Innlåsningseffekten er sterkest for unge arbeidssøkere med opptil 62,5% reduksjon på månedlig jobbsannsynlighet.

**Tabell 4: På-tiltakseffekter på jobbsannsynlighet, først tiltak er arbeidspraksis.**

Først tiltak er arbeidspraksis	Overgang til jobb		
	Est	S.E.	%effekt på sannsynlighet
<b>Effekt (ref)</b>	-1,6232	0,0534	-75,53 %
<b>Grunnskole</b>	-1,7826	0,0499	-79,69 %
<b>Ikke fullført videregående</b>	-1,4532	0,0925	-71,35 %
<b>Kvinner</b>	-1,7377	0,0515	-78,37 %
<b>Unge (&lt;=25 år)</b>	-2,0058	0,0508	-82,91 %
<b>Innvandrere (1.gen+2.gen)</b>	-1,5032	0,0536	-73,47 %
<b>Effekt av senere opplæring når først tiltak er arbeidspraksis</b>	Est	S.E.	%effekt på sannsynlighet
<b>Effekt (ref)</b>	-0,2890	0,2001	-30,81 %
<b>Grunnskole</b>	-0,3040	0,1959	-14,46 %
<b>Ikke fullført videregående</b>	-0,1576	0,3224	-24,79 %
<b>Kvinner</b>	-0,3445	0,1947	-32,68 %
<b>Unge (&lt;=25 år)</b>	-0,4110	0,1929	-24,65 %
<b>Innvandrere (1.gen+2.gen)</b>	-0,4306	0,1945	-46,58 %
<b>Effekt av senere arbeidpraksis når først tiltak er arbeidspraksis</b>	Est	S.E.	%effekt på sannsynlighet
<b>Effekt (ref)</b>	-1,4079	0,1778	-72,78 %
<b>Grunnskole</b>	-1,6389	0,1598	-72,88 %
<b>Ikke fullført videregående</b>	-1,0946	0,2428	-63,90 %
<b>Kvinner</b>	-1,3552	0,1712	-71,07 %

<b>Unge (&lt;=25 år)</b>	-2,0606	0,1671	-82,46 %
<b>Innvandrere (1.gen+2.gen)</b>	-1,4534	0,1690	-77,43 %

*(Standardfeil i kursive font)*

I Tabell 4 presenterer vi på-tiltakseffekter hvor den første tiltaksdeltakelse er arbeidspraksis. Det er observert i første delen av Tabellen at deltakelse på arbeidspraksis gir mye sterkere innlåsningseffekter på overgangssansynlighet til jobb enn tilfellet hvor det første tiltak er opplæring (i Tabell 3), opptil 70-80% reduksjon i månedlig jobbsansynlighet mens man deltar på det første arbeidspraksistiltak. Effekter er sterkest for unge jobbsøker, men forskjellen på tvers grupper er ikke veldig stor.

Dersom første tiltak er arbeidspraksis, ser vi at senere deltakelse igjen på arbeidspraksis (gjentatt deltakelse, siste delen av Tabellen) fortsatt gir like sterk negative innlåsningseffekter for overgang til jobb. Men hvis man deltar på opplæringstiltak etter har vært innom arbeidspraksis som det første tiltaket, er innlåsningseffekter svakere, ca 15-47%, og er faktisk svakere enn tilfellet hvor første tiltak er AMO. Det er innvandrere som har sterkest innlåsningseffekter på AMO tiltak som følger etter et arbeidspraksistiltak.

I appendiks presenterer vi lignende tabeller for innlåsningseffekter på trygdovergang. Det er samme mønster observert for overgang til trygd, dog er størrelsen på prosentvis effekter markant større i trygdovergang enn det i jobbovergang. I alle tilfeller har negative innlåsningseffekter som ligger i størrelse ca 60-90%. Negative på-tiltakseffekter har blitt funnet i flere studier, og at særlig arbeidspraksis gir lavere overgangssansynlighet både til jobb og trygd er et kjent resultat. Deltakelse på tiltak reduserer jobbsøkingintensitet. Det kan være at man ønsker å benytte tiltak både til å forbedre egen humankapital og til å styrke sine muligheter i arbeidsmarkedet. Det kan også være krav fra NAV å gjennomføre tiltak for å opprettholde økonomisk stønad. Det er interessant å observere at størrelsen på innlåsningseffekter kommer an på hvilket tiltak som blir realisert først. Opplæring fulgt av arbeidspraksis gir betydelig lavere negative effekter enn arbeidspraksis først og opplæring etterpå.

**Tabell 5: Etter-tiltakseffekter på jobsannsynlighet, først tiltak er opplæring.**

Først tiltak er opplæring	Overgang til jobb		
	Est	S.E.	%effekt på sannsynlighet
<b>Effekt (ref)</b>	0,2828	0,0207	29,16 %
<b>Grunnskole</b>	0,4048	0,0204	47,96 %
<b>Ikke fullført videregående</b>	0,2607	0,0316	27,60 %
<b>Kvinner</b>	0,3624	0,0208	38,42 %
<b>Unge (&lt;=25 år)</b>	0,3498	0,0236	38,62 %
<b>Innvandrere (1.gen+2.gen)</b>	0,3341	0,0234	36,97 %
<hr/>			
Effekt av senere opplæring når først tiltak er opplæring	Est	S.E.	%effekt på sannsynlighet
<b>Effekt (ref)</b>	-0,0542	0,0484	-4,55 %
<b>Grunnskole</b>	0,0512	0,0446	5,67 %
<b>Ikke fullført videregående</b>	-0,0123	0,0763	-0,83 %
<b>Kvinner</b>	0,0040	0,0484	0,48 %
<b>Unge (&lt;=25 år)</b>	0,0315	0,0620	3,83 %
<b>Innvandrere (1.gen+2.gen)</b>	0,0449	0,0536	4,73 %
<hr/>			
Effekt av senere arbeidspraksis når først tiltak er opplæring	Est	S.E.	%effekt på sannsynlighet
<b>Effekt (ref)</b>	0,1269	0,0662	15,43 %
<b>Grunnskole</b>	0,2553	0,0594	30,01 %
<b>Ikke fullført videregående</b>	0,1664	0,1055	19,29 %
<b>Kvinner</b>	0,1056	0,0626	13,55 %
<b>Unge (&lt;=25 år)</b>	0,0599	0,0699	10,19 %
<b>Innvandrere (1.gen+2.gen)</b>	0,3647	0,0708	44,07 %

*(standardfeil i kursive font)*

Tabell 5 viser etter-tiltakseffekter på sannsynlighet for jobbovergang når tiltak er avsluttet og vedkommende har kommet tilbake til åpen ledighet, hvor første tiltak er opplæring. Først delen av Tabellen viser igjen effekter av første deltakelse av opplæringstiltak. Vi ser at det første opplæringstiltak har gunstige effekter generelt på jobsannsynligheter, for alle grupper. Avsluttet opplæringstiltak gir positive økninger i den månedlige jobsannsynlighet, på 28-39%. Blant de utsatte gruppene er det de som kun har grunnskoleutdanning som har størst utbytte av første opplæringstiltak (ca 48% økning i jobsannsynlighet). Gjentatt deltakelse på AMO ser ikke ut å ha noe ytterligere effekter, og alle estimatene er ikke-signifikante.

Arbeidspraksis som følger etter første AMO gir også positive etter-tiltakseffekter. Det er de med lavere utdanning og innvandrere som har størst utbytte av arbeidspraksis etter opplæring.

**Tabell 6: Etter-tiltakseffekter på jobsannsynlighet, først tiltak er arbeidspraksis.**

Først tiltak er arbeidspraksis	Overgang til jobb		
	Est	S.E.	%effekt på sannsynlighet
<b>Effekt (ref)</b>	0,0082	<i>0,0488</i>	2,88 %
<b>Grunnskole</b>	-0,2349	<i>0,0426</i>	-18,07 %
<b>Ikke fullført videregående</b>	0,0507	<i>0,0985</i>	6,01 %
<b>Kvinner</b>	-0,0024	<i>0,0468</i>	2,19 %
<b>Unge (&lt;=25 år)</b>	-0,1879	<i>0,0451</i>	-12,37 %
<b>Innvandrere (1.gen+2.gen)</b>	0,1265	<i>0,0478</i>	15,16 %
<hr/>			
Effekt av senere opplæring når først tiltak er arbeidspraksis	Est	S.E.	%effekt på sannsynlighet
<b>Effekt (ref)</b>	0,6406	<i>0,1313</i>	73,23 %
<b>Grunnskole</b>	0,7779	<i>0,1204</i>	104,69 %
<b>Ikke fullført videregående</b>	0,2228	<i>0,2795</i>	23,34 %
<b>Kvinner</b>	0,5828	<i>0,1320</i>	66,53 %
<b>Unge (&lt;=25 år)</b>	0,4597	<i>0,1311</i>	51,78 %
<b>Innvandrere (1.gen+2.gen)</b>	0,8219	<i>0,1217</i>	105,26 %
<hr/>			
Effekt av senere arbeidspraksis når først tiltak er arbeidspraksis	Est	S.E.	%effekt på sannsynlighet
<b>Effekt (ref)</b>	0,1412	<i>0,1351</i>	13,76 %
<b>Grunnskole</b>	0,0246	<i>0,1170</i>	3,36 %
<b>Ikke fullført videregående</b>	-0,3440	<i>0,2846</i>	-24,50 %
<b>Kvinner</b>	0,0907	<i>0,1335</i>	9,36 %
<b>Unge (&lt;=25 år)</b>	-0,0757	<i>0,1306</i>	-2,68 %
<b>Innvandrere (1.gen+2.gen)</b>	0,3890	<i>0,1267</i>	41,49 %

*(Standardfeil i kursive font)*

Tabell 6 viser estimerte etter-tiltakseffekter når første tiltak er arbeidspraksis. Vi ser imidlertid at når første tiltak er arbeidspraksis, så er etter-tiltakseffekten stor sett ikke statistisk signifikante. De med lavere utdanning og unge har til og med negative effekter. Det er kun innvandrere som har positive utbytte av arbeidspraksis, der vi finner en positive effekt på ca 15%.

Det er derimot observert positive etter-tiltakseffekter for opplæringstiltak som kommer etter første deltakelse på arbeidspraksis. Effekter for avsluttet opplæringstiltak etter første arbeidspraksis er signifikant positive for alle grupper, og er sterkest for de med lavere utdanning og for innvandrere. Gjentatt deltakelse av arbeidspraksis har derimot ikke særlig signifikante effekter. Her er det igjen bare innvandrere som har positivt utbytte etter gjentatt deltakelse på arbeidspraksis.

Tabeller 3-6 gir oss et ganske sprikende bilde av tiltaksvirkninger på jobb- og trygdoverganger. På den ene siden, er på-tiltakseffekter stor sett veldig negative for alle grupper. Dette kan skyldes at tiltaksdeltakelse reduserer jobbsøkingintensitet for deltakere. Særlig arbeidspraksis kan ha visse fullføringskrav fra NAV-kontoret. På den andre siden er etter-tiltakseffekter mer oppløftende og det er positive effekter på jobbsannsynligheter. Det er også positivt at etter-tiltakseffekter på trygdovergang er negative, hvilket betyr at tiltaksdeltakelse reduserer risiko til å gå over til trygdtilstand. Å delta på arbeidsmarkedstiltak er tross alt en meningsfull aktivitet for å beholde tilknytting til arbeidsmarked.

Opplæringstiltak ser ut til å ha noe lavere innlåsningseffekter enn arbeidspraksis, og har generelt høyere positive etter-tiltakseffekter på jobbsannsynlighet enn arbeidspraksis. Det er interessant å observere utfra resultater at «tiltaksstrategi» eller «tiltaksprofil» har viktig virkninger på ledighetsutfall. Hvilket tiltak som inntreffer først har betydning for tiltakseffekter både på jobbsannsynlighet og sannsynlighet til trygdovergang senere. Med opplæringstiltak som det første tiltak, kan vi konkludere ut fra estimatene med at innlåsningseffektene er mindre, og etter-tiltakseffektene noe sterkere enn når første tiltak er arbeidspraksis. Å ha opplæringstiltak først og arbeidspraksis etterpå, dvs. «train-and-place» ser ut å ha større gunstige effekter enn tilfellet hvor arbeidspraksis kommer først og opplæring/AMO følger etterpå. I tillegg observerer vi at senere deltakelse/gjentatt deltakelse av samme typer tiltak virker som å ha mindre effekter enn det første tiltaket.

### Simulering av aggregerte effekter

Med negative innlåsningseffekter og positive etter-tiltakseffekter, hva kan vi si om totale effekter? Det er ofte ønskelig med et aggregerte eller samlet mål for total effekt av tiltaksdeltakelse. Negative innlåsningseffekter og positive etter-tiltakseffekter motvirker hverandre og de samlede effektene er ikke alltid lett å oppfatte. Mål for totale effekter ved forløpsanalyse kan være økt overgang til suksess(jobb), redusert overgang til trygd, eller redusert total ledighet. Forløpsmodellen gir oss et enkelt verktøy til å analysere totale effekter via simulering.

Simuleringsmetode i denne sammenhengen er egentlig en slags «in-sample prediction»: basert på estimatene av forløpsmodellen, kan vi simulere hele ledighetsforløp for hvert individ i estimeringsutvalget på nytt. Vi tar individkjennetegn ved start av forløp som gitt og holder dem fast i hele forløpet (i estimeringer tillater vi at individkjennetegn endrer seg over tid, f.eks. ekteskapsstatus kan endres under forløpet. Slike individkjennetegn er såkalt tidsvarierende kovariater i litteraturen). For uobservert heterogenitet som er estimert ved en diskret massepunkt fordeling, trekker vi et punkt for hver overgang fra denne fordelingen. De trukne punktene inngår i hasardrateformulering som konstantledd, i tillegg til strukturelle parametere. Trekning av uobservert heterogenitet gjøres kun en gang ved start av simulering av forløp.

Med disse elementene på plass kan vi simulere ledighetsforløp som er beskrevet i figur 1. Vi tar utgangspunkt i startkalendermåned for det observerte forløpet for individet. For hver pågående måned  $t$ , kalkulerer vi hasardrater (med input av estimatene for estimering, og observerte individkjennetegn, kalendertid, bosted og lokal ledighet, varighetsavhengighet av forløp, samt trukket uobservert punkt) for hver mulige overgang. De kalkulerte hasardrater er deretter evaluert med en simulert sannsynlighet basert på en vilkårlig trekning fra en uniform fordeling. Dersom en hasardrate overstiger den sannsynligheten, simulerer vi en mulig overgang til den aktuelle tilstand, enten til tiltak, eller til absorbende tilstand (jobb, trygd, eller OLF i vår modellen). Vi tillater overganger mellom tiltak.

Slik trekning/simulering fortsetter måned for måned. Total tiltaksvarighet er satt til 12 måneder. Hvis det ikke er overganger i tiltaksperioden, går man tilbake til åpen ledighet. I tillegg til det, utfra observerte tiltaksvarighetsfordeling, trekker vi vilkårlig sannsynligheter for at pågående tiltak avsluttes etter 3, 6, eller 9 måneder hvis det ikke er noen overganger<sup>6</sup>.

Når det er trukket en overgang til absorbende tilstand, avslutter vi hele forløpet. Total varighet er satt til maksimalt 36 måneder. På samme måte som i estimeringsutvalget, sensurerer vi forløp hvis varer fram til september 2012 uten absorbende overgang.

---

<sup>6</sup> Siden vi ikke modellerer overgang fra tiltak tilbake til åpenledighet, må vi i simulering kontrollere for at det er visse mekanismer for tilbakevending fra tiltak til åpen ledighet. Det viser seg at å bruke observerte tiltaksvarighet og avslutte tiltak med visse sannsynlighet etter 3, 6, 9 måneder gir en rimelig proxy for sannsynlighetsmodellering av tilbakevending fra tiltak til åpenledighet.



Når man er på tiltak, legger vi det aktuelt tiltakets estimerte innlåsningseffekt til grunn for beregning av hasardrater. Når man avslutter tiltak og vender tilbake til åpen ledighet, legger vi tilsvarende de estimerte etter-tiltakseffekter til grunn for beregningene. Merk at tiltakseffektene ikke inngår i hasardrater for overganger til selve tiltakene. Det skiller selvsagt mellom effekter av alle første tiltak (AMO eller PPL), og effekter av senere tiltak etter hva som ble trukket som første tiltak.

I simuleringer har vi da mulighet til å «skru av og på» estimerte effekter til å evaluere hvordan deltakelse av tiltak påvirker overganger til f.eks. jobb og trygd. Vi betrakter 6 mulige scenarioer:

- Ingen tiltak har effekter (0). Det vil si at selv om det er overgang til tiltak og det er tiltaksvarighet modellert i simulering, har ingen tiltak noen effekter i det hele tatt. Dette kan betraktes som baseline modellen som vi sammenligner med.
- Kun opplæringstiltak/AMO(a) har effekter (innlåsningseffekter og etter-tiltakseffekter). Dette betyr at vi kun tar inn estimerte effekter for AMO.
- Kun arbeidspraksis har effekter(p). Det er det samme som i scenarioet for AMO, bortsett fra at vi kun ser på effekten av arbeidspraksis i stedet.
- Full modell (1). Dette er simulering der alle tiltakene har sine estimerte effekter. Det er eksakt lik estimeringsmodeller.
- Train-place tilfellet (t), der vi «skruer på» effekter hvis først tiltak er AMO. Senere deltakelse av tiltak har sine estimerte effekter, hvis det første tiltak var AMO.
- Place-train tilfellet (p), hvor effekter er tilstede hvis det første tiltaket var arbeidspraksis.

Ved simulerte forløp, kan vi kalkulere gjennomsnittlig varighet av ledighet (varighet av alle ledighetsforløp), og antall overganger til jobb og trygdtilstand, for alle 6 scenarioer. Den relative forskjellen av f.eks. totale ledighet mellom (a) og (0) kan da tolkes som effekten av AMO tiltakene på total varighet. Tilsvarende kan vi beregne effekten av arbeidspraksis (p) mot (0), samt den totale effekten av begge tiltakene på ledighet (1) mot (0). Man har da også mulighet til å sammenligne effekter av «train-place» med «place-train» på tilsvarende måte.

**Tabell 7: Simulerte effekter på overgang til jobb**

Effekter på overgang til jobb	Alle		Kvinner		Grunnskole	
	Andel overgang	Effekt	Andel overgang	Effekt	Andel overgang	Effekt
<b>Uten tiltakseffekter</b>	61,91 %		61,48 %		51,71 %	
<b>Med effekter av både opplæring og arbeidspraksis</b>	62,68 %	1,25 %	62,30 %	1,33 %	52,53 %	1,59 %
<b>Kun effekt av opplæring</b>	62,68 %	1,25 %	62,39 %	1,49 %	52,64 %	1,81 %
<b>Kun effekt av arbeidspraksis</b>	61,62 %	-0,47 %	61,37 %	-0,17 %	51,24 %	-0,90 %
<b>Train-place</b>	62,74 %	1,34 %	62,39 %	1,49 %	52,88 %	2,28 %
<b>Place-train</b>	61,74 %	-0,27 %	61,40 %	-0,12 %	51,24 %	-0,90 %

	Ikke fullført videregående		Unge (<=25 år)		Innvandrere (1.gen+2.gen)	
	Andel overgang	Effekt	Andel overgang	Effekt	Andel overgang	Effekt
<b>Uten tiltakseffekter</b>	66,79 %		55,71 %		51,59 %	
<b>Med effekter av både opplæring og arbeidspraksis</b>	67,62 %	1,24 %	56,30 %	1,07 %	53,41 %	3,52 %
<b>Kun effekt av opplæring</b>	67,24 %	0,67 %	56,69 %	1,77 %	53,21 %	3,13 %
<b>Kun effekt av arbeidspraksis</b>	66,77 %	-0,02 %	55,12 %	-1,05 %	51,83 %	0,45 %
<b>Train-place</b>	67,73 %	1,41 %	56,87 %	2,08 %	53,34 %	3,38 %
<b>Place-train</b>	66,80 %	0,03 %	55,33 %	-0,68 %	52,03 %	0,85 %

Tabell 7 viser simulerte total effekter på andelen som avslutter ledighetsforløp med overgang til jobb. For hele analyseutvalget og for hver undergruppe, presenterer vi først andel av forløp som har jobb som den endelig overgangen, etter de seks scenarioene vi beskrev. De prosentvis endringer av andel overgang til jobb relativt til scenario (0) der ingen tiltak har effekter ville da gi en aggregert mål for tiltakseffekt i dette tilfellet.

For hele analyseutvalget når hverken opplæring eller arbeidspraksis har sin effekt (både på-tiltaks og etter-tiltakseffekter) er det ca 61,91% forløp som ender med jobbovergang. Når det er kun opplæringstiltak som har sine effekter, er andel med jobbovergang ca 62,68%, som betyr en økning på 0,77 prosentpoeng, tilsvarende er økning på 1,25% andel med overgang til jobb. Når det er kun arbeidspraksis som har effekt er andel jobbovergang redusert til 66,77%, eller en -0,02% reduksjon. Når både opplæring og arbeidspraksis har sine estimerte effekter, blir effekten av økt andel av jobbovergang ca 1,25%. På den annen side, hvis vi «skruer på» effekter av første opplæringstiltak og etterfulgte effekter for opplæring og arbeidspraksis vil den totale effekten på andel med jobbovergang bli ca 1,34%.

Tilsvarende funn kan vi observere for nesten alle undergrupper. Arbeidspraksis alene vil ha små negative effekter for andel med jobbovergang for samtlige grupper, bortsett fra unge, som har 1,05% positive effekter. «Train-place» ser ut til å ha gjennomgående positive effekter for alle grupper, og effekten er størst for innvandrere og de med grunnskolesutdanning. «Place-train» derimot har ingen vesentlige effekter på andel med jobboverganger for simulerte forløp.

**Tabell 8: Simulerte effekter på overgang til trygd**

Effekter på overgang til trygd	Alle		Kvinner		Grunnskole	
	Andel overgang	Effekt	Andel overgang	Effekt	Andel overgang	Effekt
<b>Uten tiltakseffekter</b>	9,24 %		11,01 %		12,72 %	
<b>Med effekter av både opplæring og arbeidspraksis</b>	9,01 %	-2,49 %	10,60 %	-3,77 %	12,29 %	-3,44 %
<b>Kun effekt av opplæring</b>	9,10 %	-1,44 %	10,63 %	-3,50 %	12,49 %	-1,86 %
<b>Kun effekt av arbeidspraksis</b>	9,30 %	0,70 %	10,91 %	-0,92 %	12,73 %	0,06 %
<b>Train-place</b>	9,05 %	-2,05 %	10,66 %	-3,19 %	12,37 %	-2,77 %
<b>Place-train</b>	9,29 %	0,62 %	10,97 %	-0,43 %	12,66 %	-0,50 %

	Ikke fullført videregående		Unge (<=25 år)		Innvandrere (1,gen+2,gen)	
	Andel overgang	Effekt	Andel overgang	Effekt	Andel overgang	Effekt
<b>Uten tiltakseffekter</b>	15,61 %		6,08 %		8,86 %	
<b>Med effekter av både opplæring og arbeidspraksis</b>	14,95 %	-4,22 %	5,81 %	-4,43 %	8,23 %	-7,15 %
<b>Kun effekt av opplæring</b>	15,40 %	-1,40 %	5,90 %	-3,01 %	8,42 %	-4,98 %
<b>Kun effekt av arbeidspraksis</b>	15,49 %	-0,78 %	5,94 %	-2,34 %	8,69 %	-1,98 %
<b>Train-place</b>	15,13 %	-3,06 %	5,94 %	-2,34 %	8,30 %	-6,37 %
<b>Place-train</b>	15,54 %	-0,50 %	5,96 %	-1,97 %	8,70 %	-1,77 %

Tabell 8 viser tilsvarende simulerte andel overganger til trygdtilstand, for alle undergrupper. Her innebærer negative effekter en reduksjon av andel med overgang til trygd, noe som må anses å være en positiv effekt av tiltak. Vi ser at arbeidspraksis alene har liten eller ingen effekt på overgang til trygd for de fleste grupper. Unge og innvandrere er de to grupper som har redusert andel av trygdovergang med henholdsvis 2,34% og 1,98% som følger av arbeidspraksis. Opplæringstiltak bidrar generelt til å redusere trygdovergang for samtlige grupper. Med både opplæringstiltak og arbeidspraksis har alle grupper oppnådd en reduksjon av overgang til trygd mellom ca 2,45% til 7,15%. Igjen observerer vi fra Tabellen 8 at «train-

place» virker bedre enn «place-train». Innvandrere er den gruppen som peker seg ut med største effekter på trygdovergang.

**Tabell 9: Simulerte effekter på gjennomsnitt varighet av forløp**

Effekter på gjennomsnitt varighet av forløp (måneder)	Alle		Kvinner		Grunnskole	
	Gj.varighet	Effekt	Gj.varighet	Effekt	Gj.varighet	Effekt
<b>Uten tiltakseffekter</b>	4,0726		4,1217		4,6674	
<b>Med effekter av både opplæring og arbeidspraksis</b>	4,4184	8,49 %	4,6547	12,93 %	4,9132	5,27 %
<b>Kun effekt av opplæring</b>	4,2056	3,26 %	4,2887	4,05 %	4,7802	2,42 %
<b>Kun effekt av arbeidspraksis</b>	4,2721	4,90 %	4,4104	7,00 %	4,7697	2,19 %
<b>Train-place</b>	4,2286	3,83 %	4,3354	5,19 %	4,7784	2,38 %
<b>Place-train</b>	4,2641	4,70 %	4,4322	7,53 %	4,7710	2,22 %

	Ikke fullført videregående		Unge (<=25 år)		Innvandrere (1,gen+2,gen)	
	Gj.varighet	Effekt	Gj.varighet	Effekt	Gj.varighet	Effekt
<b>Uten tiltakseffekter</b>	3,9581		3,3397		4,7329	
<b>Med effekter av både opplæring og arbeidspraksis</b>	4,3613	10,19 %	3,8174	14,30 %	5,3856	13,79 %
<b>Kun effekt av opplæring</b>	4,1030	3,66 %	3,4683	3,85 %	5,0350	6,38 %
<b>Kun effekt av arbeidspraksis</b>	4,1674	5,29 %	3,6562	9,48 %	5,0464	6,62 %
<b>Train-place</b>	4,1280	4,29 %	3,4908	4,52 %	5,0843	7,43 %
<b>Place-train</b>	4,1848	5,73 %	3,6725	9,97 %	5,0402	6,49 %

Med simulering kan vi også undersøke hvordan deltakelse av tiltak og tiltakseffekter kan påvirke selve varighet av ledighetsforløp. Tabell 9 presenterer gjennomsnittlig varighet av simulerte forløp, under de 6 senarioene av simuleringsstrategier. Vi ser at for alle, når ingen tiltak har noen effekt ville gjennomsnitt varighet for hele det simulerte utvalget være ca 4,07 måneder. Når både opplæring og arbeidspraksis har sine estimerte effekter (både innlåsnings effekter og etter-tiltakseffekter), ville gjennomsnittlig varighet øke til ca 4,42 måneder. Relative endring av de to er da ca 8,49%, noe som betyr at tiltaksdeltakelse øker varighet av ledighetsforløp med ca 8,49%. Vi ser at denne effekten er gjennomgående for alle grupper, under alle modellvarianter. Effekten er større for arbeidspraksis enn det for opplæring. Vi ser også at effekten på varighet er mindre i «train-place» tilfellet enn i «place-

train» for de fleste grupper, unntatt de med lav utdanning og for innvandrere. Totalt sett kan vi konkludere at tiltaksdeltakelse forlenger gjennomsnittlig varighet av ledighetsforløp.

## Oppsummering

Vi har i denne analysen evaluert arbeidspraksistiltak og opplæringstiltak for arbeidsledige jobbsøkere. Evalueringen er basert på konkurrerende risiko hasardratemodeller, med ikke-parametrisk modellering av uobserverte heterogenitet. Vi evaluerer arbeidspraksis sammen med opplæringstiltak, som er det meste brukt arbeidsmarkedstiltaket i norsk tiltakspolitikk for å bidra til raskt tilbakevending til arbeidsliv fra ledighet. Effekten er estimert for forskjellige utsatte grupper via samspill av gruppers kjennetegn med tiltaksvariabler. En simuleringsmetode blir anvendt for å anslå aggregerte effekter av tiltak. Spesielt har vi undersøkt betydningen av gjentatt og sekvensielle tiltaksdeltakelse og tiltaksstrategier som «train-place» kontra «place-train».

Det er funnet betydelig negative effekter av tiltaksdeltakelse på sannsynlighet for jobbovergang mens tiltak pågår. Det vil si at det er signifikante innlåsningseffekter i forbindelse med tiltaksdeltakelse. Innlåsningseffekter er sterkere for arbeidspraksis enn for opplæringstiltak. Innlåsningseffekter er generelt sterkere for unge, de med grunnskoleutdanning, og for innvandrere. Når tiltak er avsluttet finner vi signifikante positive etter-tiltakseffekter av opplæringstiltak på jobsannsynlighet. Det er også visse positive effekter av arbeidspraksis etter deltakelse, men størrelse er ikke så stor som for opplæringstiltak. Innvandrere peker seg ut som den gruppen som har mest positive effekter på jobbovergang etter deltakelse i arbeidspraksis.

Vi har også estimert effekter av deltakelse i både opplæring og arbeidspraksis på overgang til trygdetilstand. Her viser resultat konsistent at det er både sterkt negative innlåsningseffekter og etter-tiltakseffekter mot overgang til trygd. Og det er gjennomgående for alle undergrupper vi har i analyse. Deltakelse på arbeidsmarkedstiltak bidrar til kraftig reduisering av sannsynlighet for å ta overgang til trygd.

Det viser seg at hvilken tiltaksstrategi man velger har betydning på utfallet av ledighetsforløp. Ved gjentatt deltakelse i samme type tiltak, har vi ikke funnet noe markant stor etter-

tiltakseffekter på jobbsannsynlighet, hverken fra opplæring eller fra arbeidspraksis. Derimot har vi funnet at det første tiltak man deltar i ledighetsforløp har størst betydning på hvilken effekt man kunne oppnå ved tiltaksdeltakelse. Når man første deltar på opplæringstiltak, og deretter arbeidspraksis, har man noen sterkere etter-tiltakseffekter på jobbsannsynligheten, sammenligner med tilfellet hvor man deltar på arbeidspraksis og deretter opplæring. «Train-place» strategien virker mer positivt enn «place-train» når det gjelder økning på overgangssannsynlighet til jobb. Tilsvarende funn har vi observert for overgang til trygd, der «train-place» bidrar mer til å redusere sannsynlighet for trygdeovergang enn «place-train» strategien. Dette gjelder for samtlige grupper. Og innvandrere er igjen den gruppen som drar mest nytte av «train-place» strategien.

Simulering etter modellestimering gir oss et slags aggregerte anslag av tiltakseffekter på både overgang til jobb/trygd, og på varighet av ledighetsforløp. Selv om estimerte tiltaksdeltakelseeffekter har vært positive, er aggregerte effekter på økning av jobbovergang totalt sett moderate og mellom 1-4%. Effekter på reduisering av overgang til trygd gjennom tiltaksdeltakelse er derimot noe større, og ligger rundt 7-8% reduksjon av overgang til trygd. Innvandrere er den gruppen som har mest utbytte ved tiltaksdeltakelse, både hva gjelder økning av overgang til jobb og reduksjon av overgang til trygd. Igjen, viser simulering at «train-place» strategien virker bedre enn «place-train». På den annen side forlenger tiltaksdeltakelse gjennomsnittlig varighet av ledighetsforløp. Dette gjelder for samtlige grupper.

Vår funn samsvarer med en rekke norsk studier om effekter av arbeidspraksistiltak, bl.a. Røed og Raaum (2006), Hardoy (2005), Djuve (2007) og von Simson (2012). At arbeidspraksis ikke har sine tiltenkt effekter kan skyldes flere forhold. En mulig forklaring kan være at innholdet i arbeidspraksis ikke samsvarer med deltakeres forventninger, og at deltakere er lite motivert. Det er muligens en mismatch mellom deltakere og tiltak. Det kan også være mangel på tett oppfølging fra arbeidsgivere, slik at deltakerne får lite utbytte. Arbeidspraksis virker kanskje mer som en avklaringsprosess, dvs. at deltakere finner ut gjennom deltakelse hvilket yrke/arbeid som ikke passer til personlige kvalifikasjoner/evner, enn et tiltak som bidrar med arbeidserfaringer. Det er også at arbeidspraksis blir brukt som avklaring av arbeidsevne i noen tilfeller. Opplæringstiltak har på andre siden en mer klar og forutsigbar målsetting, nemlig gjennom kurs og undervisning/opplæring å bygge opp deltakernes humankapital.

Sammenlignet med opplæringstiltak, har vår studien konkludert med at arbeidspraksis har liten effekt på jobbsannsynlighet.

På andre siden, selv om arbeidspraksis ikke har så markant effekter på jobbovergang, har deltakelse på arbeidspraksis bidratt til betydelig reduksjon i overgang til andre trygdetilstander, både under deltakelse og etter avsluttet tiltak. Med tanke på at et av målene med arbeidsmarkedstiltak er å hindre utstøting fra arbeidsmarkedet, er deltakelse på tiltak tross alt en meningsfylt aktivitet og hjelp til å beholde arbeidslediges tilknytting til arbeidsmarked.

Et av vår funn er at tiltaksstrategien har betydning for utfallet av ledighet. Hvilket tiltak blir tilbudt først har en viss påvirkning på utbytte og utfall av tiltaksdeltakelse. Vi har funnet at «opplæring først, deretter arbeidspraksis» gir mer positive effekter på jobbovergang og reduksjon av trygdeovergang, enn «praksis først, og opplæring etterpå» strategien. En mulig forklaring kan være at arbeidspraksis som tilbys til deltakere som nettopp har vært ferdig med opplæringstiltak, eller har vært med på opplæringstiltak i de siste, er mer målrettet og tilpasset deltakelses behov/evne, slik at deltakerne kan dra nytte av ny oppbygd kompetanse og anvende den på praktisk arbeidsoppgaver. For å se nærmere på mulige årsaker, trenger man innsyn i tiltakenes innhold, som er utover rammen av denne studien.

Hvilket tiltak som tilbys først er antagelig i praksis bestemt av NAV-kontoret og saksbehandler. Det er avhengig av mange faktorer, bl.a. tiltaksprofiler ved NAV, tilgjengelighet av tiltakstilbud, budsjett for forskjellige tiltak, tildelingsprosessen osv. Saksbehandlers vurdering og erfaring/kompetanse er også viktig i den sammenheng. Slik informasjon er dessverre ikke tilgjengelig gjennom registerdata. Vi har så langt ikke sett i norsk empirisk studier som har gjort slike undersøkelser. Det er derfor et interessant tema som kan være aktuelt for videre forskning.

## Referanse

- Black DA, Smith JA, Berger MC, Noel BJ (2003) «Is the threat of reemployment services more effective than the services themselves? Evidence from random assignment in the UI system». *Am Econ Rev* 93:1313–1327.
- Calmfors L, Lang H (1995) «Macroeconomic effects of active labour market programmes in a union wage-setting model». *Economic Journal* 105:601–619
- Djuve, M.B. (2007), «Vi får jo to ekstra hender. Arbeidsgiveres syn på arbeidspraksiser for ikke-vestlige innvandrere.» Rapport nr: 2007: 26. Forskningsstiftelsen Fafo.
- Gaure, S., K. Røed og T. Zhang (2007), «Time and Causality: A Monte Carlo Assessment of the Timing-of-Event Approach». *Journal of Econometrics*, vol. 141, 1159-1195.
- Hardoy, I. «Impact of Multiple Labour Market Programmes on Multiple Outcomes», *Labour: Review of Labour Economics and Industrial Relations* 19 (2005).
- Hardoy, I., Røed, K. og Zhang, T. «Aetats kvalifiserings- og opplæringstiltak – En empirisk analyse av seleksjon og virkninger» Frischsenteret rapport, 4/2006.
- Hardoy, I. og T. Zhang (2010), «Innvandrere i arbeid: Hjelper arbeidsmarkedstiltak?» *Søkllys på Arbeidslivet*, vol 27, nummer 4, 343-363, 2010.
- NOU 2012:6 «Arbeidsrettede tiltak» Norges offentlige utredninger 2012:6.
- Olsvik, V.M., I. Guldvik og T.H. Eide (2007), «Evaluering av prosjektet Funksjonshemmede i arbeid». Rapport nr: 2007: 3. Østlandsforskning (ØF).
- Røed, K. 2012 «Active social insurance», *IZA Journal of Labor Policy* 2012, 1:8 doi: 10.1186/2193-9004-1-8.



Røed, K. og Raaum, O. 2006 «Do Labour Market Programmes Speed up the Return to Work?»  
Oxford Bulletin of Economics & Statistics, Volume 68, Issue 5, October 2006, Pages: 541–  
568.

Von Simson, K. (2012) «Veier til jobb for ungdom uten fullført videregående opplæring: Kan  
vikarbyråer og arbeidsmarkedstiltak lette overgangen fra utdanning til arbeidsliv?»,  
Søkelys på arbeidslivet, 29 (1-2) :76-96.

Westlie, L. (2008), «Norwegian vocational rehabilitation programs: improving employability  
and preventing disability? » Memorandum 24/2008. Universitet i Oslo.

Zhang, T (2004) «Causality and selection in Labour Market Transitions». Frischsenteret,  
Rapport 1/2004.

## Appendiks

### Økonometrisk modell

Vi modellerer en “mixed proportional hazard rate model” med  $k$  konkurrerende overganger fra opprinnelig tilstand  $j$ .

$$(1) \theta_{jk}(t | \mathbf{X}_{jkt}) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T_{jk} \leq t + \Delta t, K = k | T_{jk} \geq t, \mathbf{X}_{jkt})}{\Delta t} = \lambda_{jk}(t) \cdot \phi(\mathbf{X}_{jkt}) \cdot v_k$$

Her er  $\lambda_{jk}(t)$  underliggende varighetsbaseline tilknyttet til overgang  $k$ ;  $\phi(\mathbf{X}_{jkt})$  er de strukturelle ledder (kovarianter) som påvirker overgangsspesifikk hasardrate. Merk  $t$  og  $k$ , som indikerer at virkninger av kovarianter kan være tidsvarierende.  $v_k$  er overgangsspesifikk uobserverte heterogenitet som har ukjent sannsynlighetsfordelingen. Siden i avendte empiriske studiet, særlig i studiet med norsk registerdata, er ofte tidsenhet diskrete, f.eks. i måned. Når observasjonstid er diskrete, er det ofte vanlig å definere hasardrate i tidsintervallet  $[d-1, d]$  slik (for overgang  $k$ ,  $k = 1, 2, \dots, K$ ):

$$\int_{d-1}^d \theta_{jk}(u | x, v_k) du = \int_{d-1}^d \lambda_{jk}(u) \cdot \phi_{jk}(x) \cdot v_k du$$

La  $\lambda_{jkd} = \log\left(\int_{d-1}^d \lambda_{jk}(u) du\right)$ ,  $\phi_{jk}(x) = \exp(\mathbf{X}_{jkt}' \beta_k)$ ,  $\mu_k = \log(v_k)$ , den overgangsspesifikk sannsynlighet i intervallet  $[d-1, d]$  er dermed gitt ved

$$(2) h_{jkd} = \left(1 - \exp\left(-\sum_k \exp(\lambda_{jkd} + \mathbf{X}_{jkt}' \beta_k + \mu_k)\right)\right) \times \frac{\exp(\lambda_{jkd} + \mathbf{X}_{jkt}' \beta_k + \mu_k)}{\sum_k \exp(\lambda_{jkd} + \mathbf{X}_{jkt}' \beta_k + \mu_k)}$$

I vårt tilfellet, har vi en 5-overgang konkurrerende risiko modellen med ukjent fordeling for uobserverte heterogenitet. La  $k=1$  indikerer overgang til out-of-labour-force OLF,  $k=2$  opplæringstiltak,  $k=3$  arbeidspraksis,  $k=4$  jobb,  $k=5$  trygd. Videre la  $j=1$  indikere tilstand av åpneledighet,  $j=2$  deltakelse på AMO,  $j=3$  deltakelse på arbeidspraksis.

Likning kan videre skrives som

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

$$(3) \quad \Delta_{kt} = \delta_{0k}(D_{0kt} + \mathbf{x}_{0kt}) \cdot I_0 + \delta_{1k}(D_{1kt} + \mathbf{x}_{1kt}) \cdot I_1;$$

$$k = 1, 2, 3, 4, 5 \text{ if } j = 0;$$

$$k = 1, 3, 4, 5 \text{ if } j = 1;$$

$$k = 1, 2, 4, 5 \text{ if } j = 2;$$

$$I_0 = 1 \text{ if } j = 2 \text{ or } j = 3, I_0 = 0 \text{ otherwise};$$

$$I_1 = 1 \text{ if } j = 1, I_1 = 0 \text{ otherwise};$$

I likning (3),  $\mathbf{X}_{jkt}$  er vektor av observerte (tidsvarierende) kovarianter, som inneholder bl.a. kjønn, alder, utdanning, bosted, kalendertid, og lokale ledighetsrate.  $j$  kalles risikosetter i denne sammenhengen, som betyr at individ ved forskjellig risikosett har forskjellige mulige overganger. En viktig egenskap med likning (3) er dynamisk definisjon av risikosetter  $j$ . Hvilken risikosett individ befinner seg i kommer an på hvilken overgang vedkommende i forløp har foretatt hittil.

$\Delta_{kt}$  er den aggregerte tiltakseffekter som påvirker hasardrate proporsjonalt. Legg merk til at vi implisitt definerer  $\Delta_{kt}$  slik at effekten kun påvirker overgang til OLF, jobb og trygd. Vi har i likning (3) videre dekomponert effekten slik: vi skiller effekten meds tiltak pågår (på-tiltakseffekten, innlåsnings-effekten) og effekten når tiltak avslutter (etter-tiltakseffekten).  $\delta_{0k}$  er på-tiltakseffekten,  $\delta_{1k}$  er etter-tiltakseffekten.  $I_0$  og  $I_1$  er indeksfunksjoner som indikerer om individet er under deltakelse av tiltak, og om individet har vært deltatt tiltak.

For å undersøke virkningen rekkefølge av tiltaksdeltakelse (dvs. hvilket tiltak kommer først i hele forløpet) har vi inkludere to variabler  $D_{0kt}$  og  $D_{1kt}$  til å indikere om det er AMO eller arbeidspraksis som blir observerte som det første tiltaket. Videre i likning (3) for å undersøke om effekter av tiltak er forskjellige for diverse utsatte grupper, har vi definerer  $\mathbf{x}_{0kt}$  og  $\mathbf{x}_{1kt}$  som vektorer av individkjennetegn som samspilles med tiltakseffekter.

Likning (3) gir også grunnlag for kalkulering av effekter av tiltak på overgangssannsynlighet når man har estimert modellen. Ved å sette inn alle estimater, kan man i prinsippet kalkulere

overgangssannsynlighet ved passende valg av  $\mathbf{X}_{jkt}$ , for overgang fra  $j$  til  $k$ , ved forløpsvarighet på  $d$ :

$$\hat{h}_{jkd}^1 = \left(1 - \exp\left(-\sum_k \exp(\hat{\lambda}_{jkd} + \mathbf{X}_{jkt}' \hat{\beta}_k + \hat{\Delta}_{kt} + \hat{\mu}_k)\right)\right) \times \frac{\exp(\hat{\lambda}_{jkd} + \mathbf{X}_{jkt}' \hat{\beta}_k + \hat{\Delta}_{kt} + \hat{\mu}_k)}{\sum_k \exp(\hat{\lambda}_{jkd} + \mathbf{X}_{jkt}' \hat{\beta}_k + \hat{\Delta}_{kt} + \hat{\mu}_k)}$$

Og ved å sette  $\hat{\Delta}_{kt} = 0$ , kan man på samme måten beregne hasardrate når tiltak ikke har effekt (referanse).

$$\hat{h}_{jkd}^0 = \left(1 - \exp\left(-\sum_k \exp(\hat{\lambda}_{jkd} + \mathbf{X}_{jkt}' \hat{\beta}_k + \hat{\mu}_k)\right)\right) \times \frac{\exp(\hat{\lambda}_{jkd} + \mathbf{X}_{jkt}' \hat{\beta}_k + \hat{\mu}_k)}{\sum_k \exp(\hat{\lambda}_{jkd} + \mathbf{X}_{jkt}' \hat{\beta}_k + \hat{\mu}_k)}$$

Dermed kan man enkelt beregne prosentvisendring av hasardrate med estimerte tiltakseffekt

$$\hat{\Delta}_{kt}, \text{ ved } \left( \frac{\hat{h}_{jkd}^1 - \hat{h}_{jkd}^0}{\hat{h}_{jkd}^1} \right).$$

I artikkelen Tabeller 3-6 viser estimatene for på-tiltak og etter-tiltakseffekter på hasardrate. Kolon 3 viser prosentvis effekt av estimator på hasardrate. De er kalkulert ved å sette alle  $\mathbf{X}$ -variablene på valgte referanseverdier (dvs. middelaldrende mann bosatt i Oslo med fullført videregående utdanning, som starter forløp ved januar 2003, med varighet av forløp på 6 måneder).

**Tabell A1: På-tiltakseffekter på overgang til trygd.**

<b>På-tiltakseffekter</b>	<b>Overgang til trygd</b>		
<b>Først tiltak er opplæring</b>	Est	S.E.	%effekt på sannsynlighet
<b>Effekt (ref)</b>	-1,1664	<i>0,1177</i>	-65,01 %
<b>Grunnskole</b>	-1,2811	<i>0,1080</i>	-68,51 %
<b>Ikke fullført videregående</b>	-1,1685	<i>0,1519</i>	-64,97 %
<b>Kvinner</b>	-1,5157	<i>0,1160</i>	-75,37 %
<b>Unge (&lt;=25 år)</b>	-0,9429	<i>0,1270</i>	-55,48 %
<b>Innvandrere (1.gen+2.gen)</b>	-1,8527	<i>0,1321</i>	-82,12 %
<b>Senere effekt av opplæring</b>	Est	S.E.	%effekt på sannsynlighet
<b>Effekt (ref)</b>	-1,0668	<i>0,2896</i>	-70,61 %
<b>Grunnskole</b>	-1,3282	<i>0,2613</i>	-71,16 %
<b>Ikke fullført videregående</b>	-1,2935	<i>0,3618</i>	-68,34 %
<b>Kvinner</b>	-1,6480	<i>0,2835</i>	-83,37 %
<b>Unge (&lt;=25 år)</b>	-0,5064	<i>0,3012</i>	-62,43 %
<b>Innvandrere (1.gen+2.gen)</b>	-1,9399	<i>0,3093</i>	-85,20 %
<b>Senere effekt av arbeidspraxis</b>	Est	S.E.	%effekt på sannsynlighet
<b>Effekt (ref)</b>	-1,0732	<i>0,2723</i>	-60,71 %
<b>Grunnskole</b>	-1,5494	<i>0,2572</i>	-70,25 %
<b>Ikke fullført videregående</b>	-2,6980	<i>0,5844</i>	-89,88 %
<b>Kvinner</b>	-1,6233	<i>0,2604</i>	-76,81 %
<b>Unge (&lt;=25 år)</b>	-0,7312	<i>0,2867</i>	-58,70 %
<b>Innvandrere (1.gen+2.gen)</b>	-1,5751	<i>0,2885</i>	-72,75 %

*(standardfeil i kursive font)*

**Tabell A2: På-tiltakseffekter på overgang til trygd.**

<b>På-tiltakseffekter</b>		<b>Overgang til trygd</b>	
<b>Først tiltak er arbeidspraksis</b>	Est	S.E.	%effekt på sannsynlighet
<b>Effekt (ref)</b>	-1,3911	<i>0,1256</i>	-65,25 %
<b>Grunnskole</b>	-1,7720	<i>0,1077</i>	-76,82 %
<b>Ikke fullført videregående</b>	-1,5051	<i>0,1917</i>	-69,05 %
<b>Kvinner</b>	-1,8751	<i>0,1215</i>	-78,90 %
<b>Unge (&lt;=25 år)</b>	-1,6698	<i>0,1239</i>	-72,23 %
<b>Innvandrere (1.gen+2.gen)</b>	-1,6161	<i>0,1346</i>	-73,13 %

<b>Senere effekt av opplæring</b>	Est	S.E.	%effekt på sannsynlighet
<b>Effekt (ref)</b>	-2,3149	<i>0,9784</i>	-86,24 %
<b>Grunnskole</b>	-2,1014	<i>0,7329</i>	-82,56 %
<b>Ikke fullført videregående</b>	-2,7462	<i>1,5160</i>	-91,77 %
<b>Kvinner</b>	-2,4864	<i>0,7942</i>	-84,70 %
<b>Unge (&lt;=25 år)</b>	-1,6994	<i>0,8103</i>	-77,13 %
<b>Innvandrere (1.gen+2.gen)</b>	-2,5866	<i>0,9261</i>	-85,19 %

<b>Senere effekt av arbeidspraksis</b>	Est	S.E.	%effekt på sannsynlighet
<b>Effekt (ref)</b>	-1,5421	<i>0,3904</i>	-73,09 %
<b>Grunnskole</b>	-1,5392	<i>0,3149</i>	-71,06 %
<b>Ikke fullført videregående</b>	-1,6392	<i>0,5898</i>	-78,33 %
<b>Kvinner</b>	-1,8306	<i>0,3566</i>	-74,09 %
<b>Unge (&lt;=25 år)</b>	-1,7676	<i>0,3998</i>	-80,32 %
<b>Innvandrere (1.gen+2.gen)</b>	-1,9433	<i>0,4348</i>	-74,34 %

*(standardfeil i kursive font)*

**Tabell A3: Etter-tiltakseffekter overgang til trygd**

Etter-tiltakseffekter		Overgang til trygd	
Først tiltak er opplæring	Est	S.E.	%effekt på sannsynlighet
<b>Effekt (ref)</b>	-0,0059	<i>0,0602</i>	-3,23 %
<b>Grunnskole</b>	-0,2358	<i>0,0521</i>	-22,03 %
<b>Ikke fullført videregående</b>	-0,2901	<i>0,0785</i>	-26,44 %
<b>Kvinner</b>	-0,0273	<i>0,0580</i>	-6,25 %
<b>Unge (&lt;=25 år)</b>	0,3151	<i>0,0736</i>	33,89 %
<b>Innvandrere (1.gen+2.gen)</b>	-0,1609	<i>0,0683</i>	-16,51 %
<hr/>			
Senere effekt av opplæring	Est	S.E.	%effekt på sannsynlighet
<b>Effekt (ref)</b>	0,0466	<i>0,1227</i>	5,58 %
<b>Grunnskole</b>	-0,2363	<i>0,1090</i>	-20,73 %
<b>Ikke fullført videregående</b>	-0,0214	<i>0,1740</i>	-1,74 %
<b>Kvinner</b>	-0,1605	<i>0,1228</i>	-14,76 %
<b>Unge (&lt;=25 år)</b>	0,2938	<i>0,1707</i>	34,97 %
<b>Innvandrere (1.gen+2.gen)</b>	0,0574	<i>0,1379</i>	6,05 %
<hr/>			
Senere effekt av arbeidspraksis	Est	S.E.	%effekt på sannsynlighet
<b>Effekt (ref)</b>	-0,5475	<i>0,2171</i>	-41,19 %
<b>Grunnskole</b>	-0,4055	<i>0,1969</i>	-32,86 %
<b>Ikke fullført videregående</b>	-0,5298	<i>0,2973</i>	-40,53 %
<b>Kvinner</b>	-0,6197	<i>0,1882</i>	-45,02 %
<b>Unge (&lt;=25 år)</b>	-0,3318	<i>0,2315</i>	-25,52 %
<b>Innvandrere (1.gen+2.gen)</b>	-0,5705	<i>0,2210</i>	-43,45 %

*(standardfeil i kursive font)*

**Tabell A4: Etter-tiltakseffekter overgang til trygd.**

Etter-tiltakseffekter		Overgang til trygd	
Først tiltak er arbeidspraksis	Est	S.E.	%effekt på sannsynlighet
<b>Effekt (ref)</b>	-0,4497	<i>0,1410</i>	-34,92 %
<b>Grunnskole</b>	-0,5122	<i>0,1028</i>	-37,91 %
<b>Ikke fullført videregående</b>	-0,3535	<i>0,2067</i>	-29,23 %
<b>Kvinner</b>	-0,7027	<i>0,1344</i>	-49,27 %
<b>Unge (&lt;=25 år)</b>	-0,3571	<i>0,1386</i>	-26,01 %
<b>Innvandrere (1.gen+2.gen)</b>	-0,8326	<i>0,1451</i>	-55,87 %
<hr/>			
Senere effekt av opplæring	Est	S.E.	%effekt på sannsynlighet
<b>Effekt (ref)</b>	0,2955	<i>0,4063</i>	22,67 %
<b>Grunnskole</b>	0,2002	<i>0,3102</i>	14,87 %
<b>Ikke fullført videregående</b>	0,1171	<i>0,7076</i>	10,98 %
<b>Kvinner</b>	0,0108	<i>0,3827</i>	-6,01 %
<b>Unge (&lt;=25 år)</b>	0,0375	<i>0,3906</i>	-0,50 %
<b>Innvandrere (1.gen+2.gen)</b>	0,4256	<i>0,3870</i>	38,10 %
<hr/>			
Senere effekt av arbeidspraksis	Est	S.E.	%effekt på sannsynlighet
<b>Effekt (ref)</b>	-0,2944	<i>0,3914</i>	-26,42 %
<b>Grunnskole</b>	-0,0915	<i>0,3077</i>	-7,97 %
<b>Ikke fullført videregående</b>	-1,5653	<i>1,2649</i>	-77,74 %
<b>Kvinner</b>	-0,3398	<i>0,3804</i>	-28,90 %
<b>Unge (&lt;=25 år)</b>	-0,2526	<i>0,4003</i>	-18,46 %
<b>Innvandrere (1.gen+2.gen)</b>	-0,3867	<i>0,4037</i>	-34,86 %

*(standardfeil i kursive font)*



## Publikasjoner fra Frischsenteret

Alle publikasjoner er tilgjengelig i Pdf-format på : [www.frisch.uio.no](http://www.frisch.uio.no)

### Rapporter

1/2011	<b>Yrkesdeltaking på lang sikt blant ulike innvandrergupper i Norge</b>	Bernt Bratsberg, Knut Røed, Oddbjørn Raaum
1/2012	<b>NAV-refomen: Flere i arbeid – færre på trygd?</b>	Ragnhild Schreiner
2/2012	<b>Privatization of the absenteeism scheme: Experiences from the Netherlands</b>	Julia van den Bemd, Wolter Hassink
1/2013	<b>Til, fra og mellom inntektssikringsordninger – før og etter NAV</b>	Elisabeth Fevang, Simen Markussen, Knut Røed
2/2013	<b>Sluttrapport fra strategisk instituttprogram om pensjonsforskning 2007-2012</b>	Erik Hernæs
2/2014	<b>Sysselsetting blant funksjonshemmede</b>	Ragnhild C. Schreiner, Simen Markussen, Knut Røed
3/2014	<b>Produktivitetsanalyse av Universitets- og Høgskolesektoren 2004 – 2013.</b>	Dag Fjeld Edvardsen, Finn R. Førsum, Sverre A. C. Kittelsen
1/2015	<b>Kan kjønnsforskjellen i sykefravær forklares av holdninger, normer og preferanser?</b>	Karen Hauge, Simen Markussen, Oddbjørn Raaum, Marte Ulvestad
2/2015	<b>Effekter av arbeidspraksis i ordinær virksomhet: Multiple og sekvensielle tiltak</b>	Tao Zhang

### Arbeidsnotater

1/2011	<b>Job changes, wage changes, and pension portability</b>	Erik Hernæs, John Piggott, Ola L. Vestad, Tao Zhang
2/2011	<b>Sickness and the Labour Market</b>	John Treble
1/2012	<b>Dummy-encoding Inherently Collinear Variables</b>	Simen Gaure
2/2012	<b>A Faster Algorithm for Computing the Conditional Logit Likelihood</b>	Simen Gaure
3/2012	<b>Do medical doctors respond to economic Incentives?</b>	Leif Andreassen, Maria Laura Di Tommaso, Steinar Strøm
1/2013	<b>Pension systems and labour supply – review of the recent economic literature</b>	Erik Hernæs

## Memoranda

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

1/2011	<b>Is corporate social responsibility associated with lower wages?</b>	Karine Nyborg, Tao Zhang
16/2011	<b>Who pays for occupational pensions?</b>	Ola L. Vestad
1/2012	<b>Earning Distribution and Labour Supply after a Retirement Earnings Test Reform</b>	Erik Hernæs, Zhiyang Jia
4/2012	<b>Second-best Climate Policy</b>	Michael Hoel
10/2012	<b>Entrepreneurial School Dropouts: A Model on Signalling, Education and Entrepreneurship</b>	Jens Fredrik B. Skogstrøm
16/2012	<b>Cooperation Is Relative: Income and Framing Effects with Public Goods</b>	Kjell Arne Brekke, James Konow, Karine Nyborg
19/2012	<b>Does Retirement Age Impact Mortality?</b>	Erik Hernæs, Simen Markussen, John Piggott, Ola L. Vestad
24/2012	<b>Resource Depletion and Capital Accumulation under Catastrophic Risk: The Role of Stochastic Tresholds and Stock Pollution</b>	Eric Nævdal, Jon Vislie
32/2012	<b>Do Medical Doctors Respond to Economic Incentives?</b>	Leif Andreassen, Maria Laura Di Tomasso, Steinar Strøm
2/2013	<b>Technology Agreements with Heerogeneous Countries</b>	Michael Hoel, Aart de Zeeuw
3/2013	<b>Supply Side Climate Policy and the Green Paradox</b>	Michael Hoel
8/2013	<b>Identifying Age-Cohort-Time Effects, Their Curvature and Interactions from Polynomials: Examples Related to Sickness Absence</b>	Erik Biørn
19/2013	<b>Age-Cohort-Time Effects in Sickness Absence: Exploring a Large Data Set by Polynomial Regression</b>	Erik Biørn
20/2013	<b>Compensated Discrete Choice with Particular Reference to Labor Supply</b>	John K. Dagsvik, Steinar Strøm, Marilena Locatelli
24/2013	<b>Resource Depletion and Capital Accumulation under Catastrophic Risk: Policy Actions against Stochastic Thresholds and Stock Pollution</b>	Eric Nævdal, Jon Vislie
16/2014	<b>Contributing to Public Goods as Individuals versus Group Representatives: Evidence of Gender</b>	Karen Evelyn Hauge, Ole Røgeberg

	<b>Differences</b>	
<b>21/2014</b>	<b>Practical correlation bias correction in two-way fixed effects linear regression</b>	Simen Gaure
<b>22/2014</b>	<b>Labor Supply as a Choice among Latent Jobs: Unobserved Heterogeneity and Identification</b>	John K. Dagsvik, Zhiyang Jia
<b>24/2014</b>	<b>Wages Anatomy Labor Supply of Nurses and a Comparison with Physicians</b>	Leif Andreassen, Maria Laura Di Tommaso, 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](http://www.frisch.uio.no)**