

Inés Hardoy, Knut Røed, Hege Torp og Tao Zhang

# Ungdomsgarantien for 20-24-åringer: Har den satt spor?

© ISF 2006  
Rapport 2006:4

Institutt for samfunnsforskning  
Munthes gate 31  
Postboks 3233 Elisenberg  
0208 Oslo  
[www.samfunnsforskning.no](http://www.samfunnsforskning.no)

ISBN: 82-7763-225-8  
ISSN: 0333-3671

Materialet i denne rapporten er omfattet av åndsverklovens bestemmelser. Det er lagt ut på internett for lesing på skjerm og utskrifter til eget bruk. Uten særskilt avtale med ISF er enhver eksemplarfremstilling og tilgjengeliggjøring utover dette bare tillatt i den utstrekning det er hjemlet i lov.

Utnyttelse i strid med lov eller avtale kan medføre erstatningsansvar, og kan straffes med bøter eller fengsel.

---

# Innhold

Forord .....	5
1. Innledning.....	7
1.1 Beskrivelse av ordningen og historikk.....	8
1.2 Erfaringer med ungdomsgarantiordninger .....	11
2. Data.....	13
3. Beskrivende statistikk.....	15
4. Rammeverk for analysene .....	21
5. Effekt av ungdomsgarantien:	
En naturlig-eksperimenttilnærming .....	25
5.1 Effekten på deltakelse i ordinære arbeidsmarkedstiltak .....	28
5.2 Effekten på jobb og inntekt.....	31
5.3 Effekten på utdanning .....	35
5.4 Effekt på status som trygdet.....	37
6. Effekt av ungdomsgarantien: Forløpsanalyse.....	41
7. Oppsummering og konklusjoner.....	47
Litteratur .....	51



---

## Forord

Denne rapporten presenterer resultatene fra prosjektet «Analyse av registerdata om effekter av ungdomsgarantien», utført på oppdrag fra Arbeids- og inkluderingsdepartementet (AID).

Prosjektet er gjennomført i samarbeid mellom Institutt for samfunnsforskning (ISF) og stiftelsen Frischsenteret for samfunnsøkonomisk forskning. Prosjektet har vært ledet av Inés Hardoy, ISF. Vi takker for en god dialog med AID, bl.a. i form av nyttige kommentarer til tidligere utkast.

Oslo, februar 2006

Inés Hardoy, Knut Røed, Hege Torp og Tao Zhang



## Innledning

Ungdom er en høyt prioritert gruppe i den aktive arbeidsmarkedspolitikken. En rekke arbeidsmarkedstiltak har vært utformet spesielt for arbeidsledige i aldersgruppene 16-19 år og 20-24 år. For den yngste aldersgruppen har det særlig vært satsset på formidling til ordinær utdanning og opplæring gjennom arbeid. For denne aldersgruppen har det siden 1979 også vært en garanti om arbeidsmarkedstiltak dersom det ikke er mulig å finne passende skoleplass eller jobb. Denne satsingen går under betegnelsen «ungdomsgarantien», selv om det strengt tatt ikke er utformet noen lovfestede rettigheter.

I perioden 1995-1998 ble det også iverksatt en forsterket tiltaksinnsats rettet mot arbeidsledig ungdom i aldersgruppen 20-24 år som hadde vært ledige i minst 6 måneder. Denne ordningen ble omtalt som en utvidelse av ungdomsgarantien (se f.eks. St.meld. nr. 35 (1994-95)), selv om den hadde mer karakter av sterkere *prioritering* enn av en egentlig garanti. Det er den forsterkede innsatsen for langtidsledig ungdom i aldersgruppen 20-24 år som er temaet for denne rapporten. I noen grad bruker vi begrepene «ungdomsgaranti» og «forsterket tiltaksinnsats» om hverandre.

Hvorfor dette fokuset på ungdomsledighet? Arbeidsledighet i ung alder kan ha varige effekter for senere arbeidsmarkedstilpasning. Selv korte arbeidsledighetsperioder kan gi langvarige arr. I en nylig publisert studie bruker Nordström Skans (2004) søsken (siblings) for å studere forholdet mellom det første møtet med arbeidslivet (erfaring på arbeidsmarkedet) og senere tilpasning på arbeidsmarkedet blant uteksaminerte fra yrkesfag på svenske videregående skoler som opplevde arbeidsledighet etter eksamen. Resultatene viser at sannsynligheten for å oppleve ledighet øker med 3 prosentpoeng dersom man tidligere har opplevd arbeidsledighet. Videre at en slik erfaring fører til en reduksjon i årlig arbeidsinntekt på 17 % innen en 5-års periode.

I følge human-kapital-teori har ledighet negative konsekvenser fordi man går glipp av arbeidserfaring og opplæring mens man går arbeidsledig, og fordi kunnskapen foreldes mens man er ute av arbeidsmarkedet. Å ha vært arbeidsledig i en periode kan også brukes av arbeidsgiveren som et signal om arbeidstakernes produktivitet. Ved usikkerhet vil arbeidsgiveren være tilbøyelig til ikke å ansette vedkommende eller tilby ham/henne en lavere lønn. Sist,

men ikke minst, det er tøft for ungdom generelt, og spesielt for de som har opplevd arbeidsledighet, å komme inn på et arbeidsmarked der faste jobber er regelen og mobiliteten er lav, slik tilfellet er i Norge. Høy minimumslønn gjør det vanskelig for ungdom i Norge å konkurrere på arbeidsmarkedet.

Arbeidsløshetsstatistikken indikerer at ungdom er sterkere rammet av konjunktursvingingene enn andre aldersgrupper. I nedgangstider er ungdom spesielt utsatt. De har lite eller ingen yrkeserfaring, og er ofte de første som mister jobben når bedriften skal redusere bemanningen. Når det blir problemer på arbeidsmarkedet, holder de sysselsatte på jobbene sine slik at det blir færre jobbåpninger. Mangel på yrkeserfaring og stive lønninger nedover gjør det vanskelig for de unge å konkurrere på det åpne arbeidsmarkedet. Mange av de arbeidsledige ungdommene har heller ikke rett til dagpenger under arbeidsløshet.

## 1.1 Beskrivelse av ordningen og historikk

Den forsterkede innsatsen for 20-24-åringer går ut på at ungdom som har vært registrert ledige i minst seks måneder, skal være sikret et tilbud om arbeid, utdanning eller tiltaksplass. Både i offentlige dokumenter, i media, og blant publikum har ordningen blitt omtalt som «ungdomsgarantien». Men begrepet «garanti» virker for sterkt i forhold til hva egentlig ligger i ordningen. Ordningen er ikke utformet som en lovfestet individuell rettighet, men som en klart uttrykt ambisjon.

Ungdomsgarantien ble innført i 1979. Helt siden den gang har ungdomsgarantien omfattet personer under 20 år. I perioden 1995-1998 var det en liknende ordning for aldersgruppen 20-24 år i form av en utvidet tiltaksinnsats for langtidsledige i denne aldersgruppen. Motivasjonen for den forsterkede innsatsen for denne aldersgruppen var «å hindre at enkelte blir gående ledige over lang tid og hopper av arbeidssporet» (statsminister Brundtland, Utøya, 13. juli 1995).

Selv om ungdomsgarantien har omfattet aldersgruppen 20-24 år bare i perioden 1995-1998, har denne aldersgruppen hele tiden hatt prioritet i allokeringen av knappe tiltaksressurser. Det er derfor langt fra opplagt at den utvidede ungdomsgarantien medførte noen store endringer i arbeidskontorenes praksis. Bekymring for ledighet blant 20-24-åringer og målet om å gi et tilbud om arbeidsmarkedstiltak, kommer klart til uttrykk allerede i Stortingsmeldinger tidlig på 1990-tallet. I St.prp. nr. 1 (1992-93, s.123) nevnes det at ungdom 20-24 år vil bli prioritert høyere i 1993. Ungdomsledighet blir tatt opp igjen i St.prp. nr. 1 (1993-94). Der spesifiseres det at det er et mål å gi tilbud om tiltak til langtidsledig ungdom i alderen 20-24 år. Her står det blant annet (s. 236): «Problemet for unge på arbeidsmarkedet er størst for aldersgruppen



over 20 år og særlig for dem som blir gående ledig over lengre tid. Arbeidsledige i denne aldersgruppen er en sammensatt gruppe. Mange har dårlig utdanningsbakgrunn og vil ha behov for kvalifiseringsplasser. Vikarplass og lønns-tilskudd vil være aktuelle tiltak for ungdom med fullført utdanning som mangler arbeidserfaring. For personer med særlig lang ledighet vil deltakelse på sysselsettingstiltak være egnet. Det vil være et *mål å gi et tilbud* om arbeidsmarkedstiltak til alle langtidsledige i alderen 20-24 år. Valg av tiltak vil måtte tilpasses den enkelte slik at muligheten for overgang til ordinært arbeid blir best mulig.»

Innsatsen overfor denne aldersgruppen ble trappet opp fra 2. halvår 1995. I St.prp. nr. 1 (1995-96) står det (s. 209): «Langtidsledig ungdom i alderen 20-24 år har vært prioritert på tiltak i 1995. (...) for å unngå at ungdom i denne aldersgruppen skal bli gående ledig uten et tilbud ble innsatsen overfor 20-24 år trappet opp fra 2. halvår 1995. Alle arbeidsledige i alderen 20-24 år som har vært uten tilbud om jobb, arbeidsmarkedstiltak eller utdanning i 6 måneder, *skal tilbys* arbeidsmarkedstiltak.» Fokuset tydeliggjøres også i St.prp. nr. 1 (1995-96): Der står det (s. 214): «Den økte innsatsen som ble satt i verk fra 2. halvår 1995, videreføres i 1996. Dette innebærer at alle ledige i aldersgruppen 20-24 år som har vært uten tilbud om jobb, utdanning eller arbeidsmarkedstiltak i 6 måneder, *skal få et tilbud* om arbeidsmarkedstiltak.»

I brev fra Kommunal- og arbeidsdepartementet datert 24.05.95 bes Arbeidsdirektoratet planlegge økt innsats ovenfor langtidsledige i alderen 20-24 år fra og med andre halvår 1995.

Arbeidsdirektoratets opplegg for å nå målet inkluderer flere punkter. For det første skal alle som har gått ledige i fire måneder eller mer mellom 20-24 år, innkalles til oppfølgings samtale og utforming av individuell handlingsplan. Handlingsplanen skal virke forpliktende, men forpliktelsen er ikke av juridisk karakter. En slik satsing krever en omprioritering på arbeidskontorene. For det andre skal arbeidssøkere få «et tilbud», der tilbudet ikke omfatter bare arbeidsmarkedstiltak, herunder jobbklubb, men også jobb og skoleplass. I denne forbindelse legger Arbeidsdirektoratet opp til en registrering av tilbud og respons samt registrering av individuelle handlingsplaner i Totalsystemet. For den tredje legges det opp til resultatkrav som de enkelte fylke skal rapportere periodevis. Resultatindikatoren skal gi grunnlag for å vurdere i hvilken grad målgruppen har fått et tilbud.

1998 ser ut til å ha vært det siste året med forsterket tiltaksinnsats for aldersgruppen. I tildelingsbrev til Arbeidsdirektoratet av 12.01.1998 (s. 7) står det at den forsterkede innsatsen videreføres i 1998. Som resultatmål settes at antall langtidsledige (6 mnd) i alderen 20-24 år uten tilbud skal reduseres med minst 15 prosent fra 1997 til 1998. I budsjettet for 1999 står det at fra nå av skal formidling til arbeid prioriteres. I et tildelingsbrev til Arbeidsdirektoratet for 1999 av 21.12.1998 blir ungdomsgarantien for gruppen under 20 år videreført mens det ikke er noen bemerkninger når det gjelder ungdom i alderen

20-24 år. Når det gjelder resultatmål, står det at antall registrerte ledige under 20 år skal begrenses og at antall langtidsledige skal holdes på samme nivå.

Utvidelsen av ungdomsgarantien til å gjelde langtidsledig ungdom under 25 år faller omtrent sammen i tid med andre viktige tiltak rettet mot ungdom, den såkalte *ungdomsretten*, samt innføring av en oppfølgingstjeneste, begge i forbindelse med Reform 94. I henhold til Opplæringslovens §3-1 har ungdom som har fullført grunnskolen eller tilsvarende, rett til 3 års heltids videregående opplæring, fra og med skoleåret 1994. Hele retten må normalt tas ut innen 5 år etter at grunnskolen er fullført (retten ble utvidet fra 4 til 5 år i august 2000). Et annet viktig punkt ved Reform 94 er at fylkene forpliktet til å innføre en oppfølgingstjeneste for alle som har rett til inntak i treårig videregående utdanning i behold, men som verken går på skole eller har jobb.

I forbindelse med Reform 94 ble det understreket at AMO-kurs ikke skulle konkurrere med ordinær utdanning. Ut fra dette må vi anta at AMO-kurs som lå tett opp mot kurs i den ordinære utdanningen, ikke lenger skulle tilbys arbeidsledig ungdom. Uansett er det nærliggende å tro at Reform 94 førte til økt tilbud av skoleplasser og redusert trykk på AMO-kurs for ungdom opp mot 23-år midt på 90-tallet, omtrent samtidig som ungdomsgarantien for langtidsledige 20-24 åringer ble innført.

Ungdomsgarantien gjelder ikke eksklusivt for ordinære arbeidssøkere, den gjelder også for yrkeshemmede arbeidssøkere. Men siden yrkeshemmede har vært en høyt prioritert gruppe i tiltaksformidling gjennom hele 1990-tallet, må det antas at det først og fremst er ordinære arbeidssøkere som har vært direkte berørt av ungdomsgarantien. Av den grunn har vi i analysene som følger spesielt fokusert på mulige effekter for ordinære arbeidssøkere. Vi har i denne sammenheng undersøkt mulige effekter av ungdomsgarantien både på arbeidsledige jobbsøkere i den aktuelle aldersgruppen generelt og på langtidsledige spesielt (dvs. den gruppen garantien egentlig omfatter). En eventuell effekt av den utvidede ungdomsgarantien i perioden 1995-1998 forutsetter naturligvis at ordningen faktisk medførte endrede prioriteringer ved arbeidskontorene, dvs. et brudd i politikken. Ettersom både ungdom og langtidsledige har vært høyt prioriterte grupper også før og etter forsterket innsatsen i perioden 1995-1998, er det ikke uten videre opplagt at dette er tilfellet.

## 1.2 Erfaringer med ungdomsgarantiordninger

I det følgende gir vi en kort oppsummering av noen studier av ungdomsgarantiordninger fra Skandinavia. Vi beskriver liknende ordninger og gjengir analyseresultater i den grad liknende tiltak har vært evaluert.

Sverige har hatt en ordning som likner på den norske ungdomsgarantien. *Utvekslingsgaranti* ble innført i 1998 og innebærer en garanti om arbeids-

markedstiltak innen 100 dager etter å ha vært meldt som ledig for ungdom i alderen 20-24 år. Formålet var å gripe inn på et tidlig stadium og unngå langtidsledighet blant ungdom. Carling og Larsson (2005) studerte effekten av denne ordningen. Deres hovedformål var å undersøke betydningen av å gripe inn i en tidlig fase framfor å vente. De finner ingen tegn på en forbedring i arbeidsmarkedstilpasning som en konsekvens av *Utvekslingsgaranti*. Resultatene har delvis sammenheng med at garantien ikke medførte noen stor endring i den faktiske allokeringen av tiltaksplasser: Garantien medførte bare en liten økning - fra 25 til 30 prosent - i sannsynligheten for å begynne på et tiltak innen de første 100 dager etter melding av ledighet.

Danmark har også hatt en liknende ordning. I 1996 innføres «Tiltak for arbeidsledige ungdom (YUP)». Det er et obligatorisk tiltak av typen «yrkesrettet opplæring» for ungdom med lav utdanning (mindre enn VGS) som har vært ledige i minst 6 måneder. Om man nekter å delta, risikerer man å miste ledighetstrygden. Et kjennetegn ved den danske erfaringen er at perioden tiltaket ble innført i, falt sammen med en betydelig reduksjon i arbeidsledighet blant ungdom (en utvikling som ikke fant sted i samme grad i noe annet land). Kan det være en konsekvens av tiltaket, spør Svarer og Rosholm (2003). Svaret er ikke entydig. Tiltaket kan ha hatt en effekt langs tre dimensjoner: innlåsningseffekt, tiltakseffekt og insentiveffekt. De studerer alle tre effektene, men påpeker at det er veldig vanskelig å skille dem fra hverandre. De finner en signifikant positiv økning i overgang til utdanning, tolket som en direkte tiltakseffekt og delvis som en sanksjonseffekt. Effekten av YUP på overgang til jobb er også positiv, men mer beskjeden, og ikke statistisk signifikant. De konkluderer med at YUP førte til en omplassering av ungdom fra «å vente mens de er på dagpenger» til «å vente i klasserommet». Dette kan være positivt med tanke på en mulig arr-effekt (scarring) av arbeidsledighet, dvs. at selv kortvarig ledighet kan gi varige arr.

Ungdomsgarantien for 20-24-åringer i Norge har ikke vært evaluert tidligere. Ungdomsgarantien for 16-19 åringer er imidlertid evaluert av Egge (1998). Ungdomsgarantien for de yngste gjelder fra 1979 og skal sikre tiltaksplass for dem som ikke får jobb og heller ikke kommer inn på en utdanning. Med Reform 94 får alle ungdommer rett til videregående utdanning (ungdomsrett), noe som før var et ønske, men ikke en rett. I forbindelse med reformen opprettes det oppfølgingstjenester på fylkeskommunalt nivå. Dette fører til en viss omfordeling av ansvar for denne aldersgruppen mellom arbeidsmarkedsetaten og utdanningsetaten. Egge (1998) bruker data fra 1995, dvs. ett år etter Reform 94. I motsetning til de to andre analysene nevnt ovenfor, er det her brukt spørreskjemadata. Egge finner likevel liknende resultater som i den danske studien. Garantien har ført til at flere ungdommer vender tilbake til skolen, men den øker ikke sannsynligheten for en fast tilknytning til arbeidsmarkedet.



---

## Data

Frischsenteret har over flere år arbeidet med å utvikle systemer for kobling av individdata fra ulike administrative registre for forskningsformål. Grunnlaget for analysene av ungdomsgarantien 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 som inneholder komplett ledighetshistorie for alle individer i Norge 1989-2004. Vi har også tilgang til data fra Arbeidstakerregisteret, Lønns- og trekkoppgaverregisteret, Trygderegisteret, Utdanningsregisteret og Det sentrale personregisteret. For perioden 1994-2003 har vi tilnærmet komplette data. Det har imidlertid vært nødvendig med omfattende bearbeiding og tilrettelegging for etablering av en konsistent database.

For analysene av ungdomsgarantien har vi etablert en database som omfatter alle personer registrert i Aetats SOFA-register (ARENA) som helt ledige eller som deltakere på arbeidsmarkedstiltak. For alle disse individene har vi opplysninger om demografi, arbeidsmarkedsstatus, utdanning, trygd og lønn for perioden 1994-2003.

Fra denne basen trekker vi ulike utvalg av personer som varierer med hensyn til aldersgruppe og tidsrom (før, under og etter garantien), avhengig av hvordan tiltaks- og kontrollgruppen defineres. 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 registerne, slik at vi for eksempel kan identifisere en overgang fra ledighet (eller tiltak) i den ene måneden til utdanning eller lønnsarbeid i neste måned.

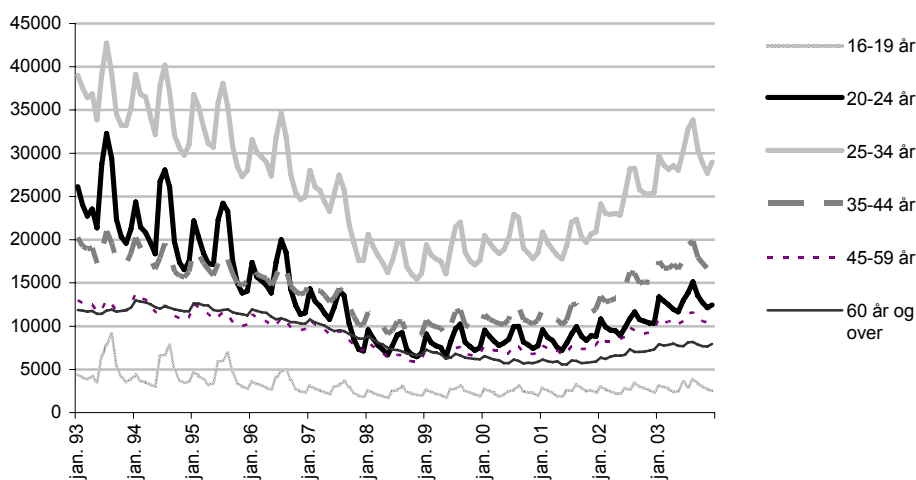


## Beskrivende statistikk

Figurene 1-5 viser omfanget og utviklingen i antall arbeidsledige og langtidsledige fordelt etter alder i perioden fra januar 1993 til desember 2003. Figur 1 viser omfanget og utviklingen over tid i antall helt arbeidsledige fordelt på ulike aldersgrupper.

Figur 1 viser en v-kurve fra januar 1993 til desember 2003 for de fleste aldersgruppene med lavest ledighet 1998-1999. Det er også verdt å merke seg at for ungdom 20-24 år er oppgangen i ledighet etter 1999 mindre markant enn for aldersgruppene 25-34 og 35-44 år. Tettere oppfølging av denne aldersgruppen, i form av mer veiledning og tilbud om jobb, utdanning og arbeidsmarkedstiltak slik ungdomsgarantien skulle tilsi, kan ha vært medvirkende i denne utviklingen.

*Figur 1: Helt ledige arbeidssøkere etter alder. Perioden fra januar 1993 til desember 2003*



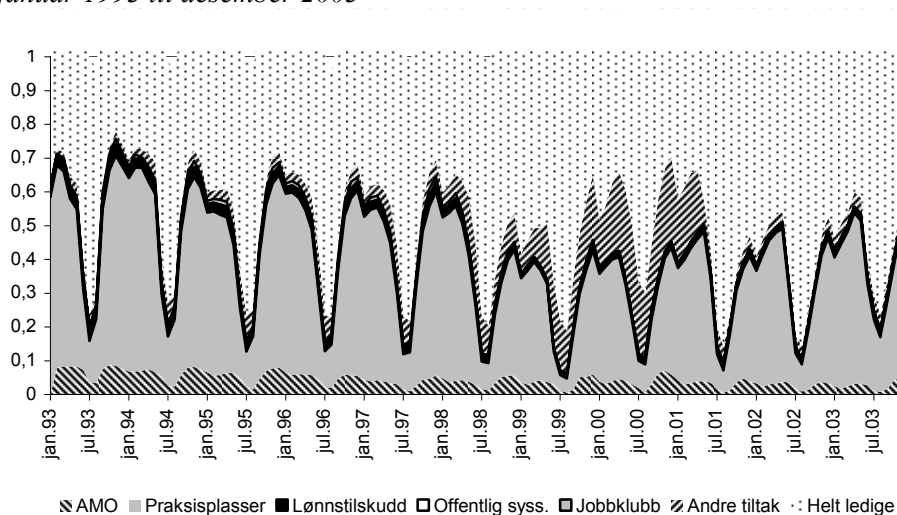
Det er særlig tre typer arbeidsmarkedstiltak som er aktuelle for ungdom. *Praksisplasser* gir en kombinasjon av opplæring og arbeidstrening, og er det mest omfattende ungdomstiltaket. Det er også mange ungdommer som deltar på kvalifiseringstiltaket *Arbeidsmarkedsopplæring* (klasseromundervisning), også kalt AMO-kurs. *Lønnstilskudd for ungdom og nykommere på arbeidsmarkedet* er et tiltak med hovedvekt på formidling til ordinært arbeid (i hovedsak til ordinære stillinger).

Figur 2 og figur 3 viser utviklingen i fordeling av ledighetsstatus for henholdsvis aldersgruppen 16-19 år og aldersgruppen 20-24 år i perioden 1993-2003. Figur 2 viser at det som er spesielt for aldersgruppen 16-19 år er at veldig mange deltar på arbeidsmarkedstiltak (det skraverete området). Andel på *praksisplasser er særlig stor (området i lyse grå):gruppen utgjør om lag halvparten av alle de ledige eller på tiltak*. Sesongvariasjonen er også veldig tydelig, spesielt i perioden fram til 1997. I sommermånedene reduseres antall deltakere på praksisplasser markant, og åpen ledighet skyter i været (området i hvit), for så å utvikle seg motsatt utover høsten. Vi får store topper i antall ledige i august og mindre topper i januar, og motsatt for praksisplasser. I begynnelsen av perioden deltar et vist antall i denne yngste aldergruppen på *AMO-kurs*, men dette avtar markant utover i perioden. Derimot er det en økning i antall deltakere på restkategorien *andre tiltak (området i mørke grå)*, som inneholder ordinære arbeidsmarkedstiltak som *skole, jobb-søke-kurs og etableringsstøtte*.

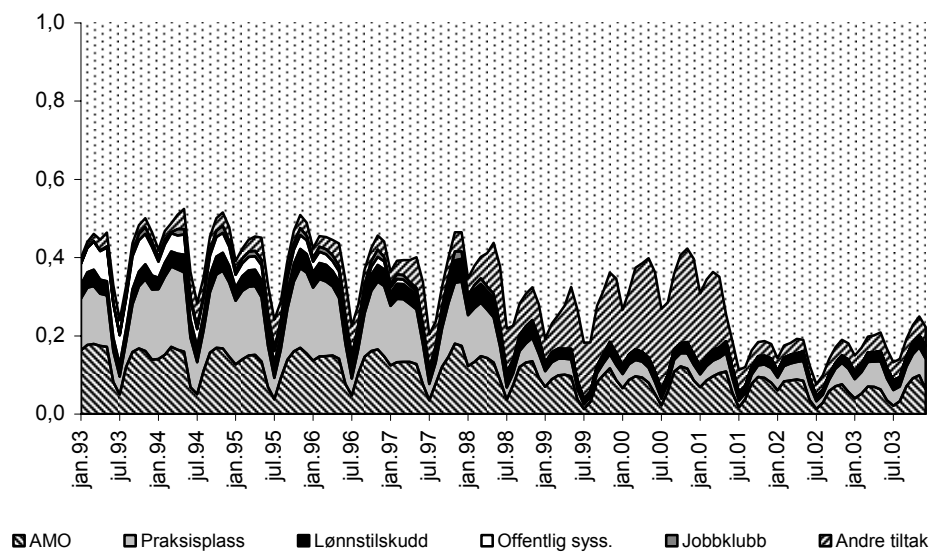
Figur 3 viser utviklingen for aldersgruppen 20-24 år. Utviklingen og sesongvariasjonene er veldig forskjellige sammenliknet med ungdom 16-19 år. Toppene og dalene er mindre markante for de eldre ungdommene, og til enhver tid er det en mye større andel helt ledige enn det er deltakere på arbeidsmarkedstiltak. Sesongmønsteret er allikevel det samme: Åpen ledighet når toppen i juli-august, med en mindre topp i desember-januar. Nedtrappingen i antall tiltaksdeltakere utover perioden samsvarer med reduksjonen i åpen ledighet i den samme perioden. Figur 3 viser også at på tross av en økning i ledighet mot slutten av perioden, har antall deltakere på tiltak holdt seg stabilt lavt i de siste årene.



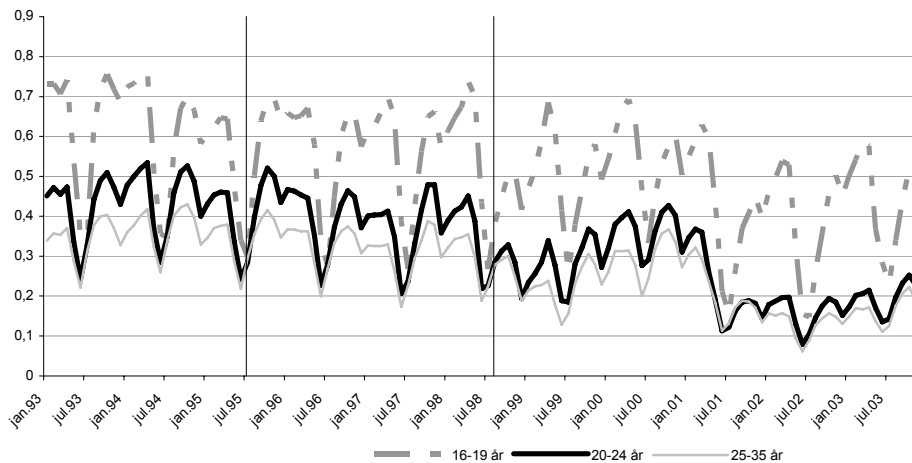
Figur 2: Arbeidsledig ungdom 16-19 år fordelt etter ledighetsstatus. Perioden fra januar 1993 til desember 2003



Figur 3: Arbeidsledig ungdom 20-24 år fordelt etter ledighetsstatus. Perioden fra januar 1993 til desember 2003



Figur 4: Andel arbeidsledige ungdom i ulike aldersgrupper som deltar på ordinære arbeidsmarkedstiltak



Når det gjelder deltakelse på arbeidsmarkedstiltak, viser figur 3 at de mest populære fram til 1998 er *AMO*-kurs og *praksisplasser*, med en viss overvekt av deltakere på praksisplasser, men ikke så markant som for gruppen 16-19 år. I begynnelsen av dette århundret blir det en markant økning i deltakere på kategorien *andre tiltak*, som i all hovedsak omfatter deltakere på jobb-søke-kurs. Dette er i tråd med regjeringen Bondeviks politikk på slutten av 90-tallet.

Når det gjelder perioden 1995 til 1998, der den forsterkede tiltaksinnsatsen var uttrykt klart og sterkest, er det ikke mulig å se en økning i andelen ledige på tiltak. Figur 3 viser en stabil utvikling, uttrykt både i andel på tiltak og i fordeling av tiltak i hele perioden ungdomsgarantien for 20-24-åringer gjaldt. Hvis noe, er det tegn på en viss nedgang i perioden.

Vi har samlet noen av hovedtrekkene fra figurene 2 og 3 i figur 4, som viser andel arbeidsledig ungdom som deltar på ordinære arbeidsmarkedstiltak. I tillegg har vi inkludert utviklingen for voksne i alderen 25-34 år. Slik der fremgår tydelig i figur 4, kan det knapt sies at den forsterkede tiltakssatsningen i 1995-98 (perioden mellom de vertikale linjene), har ført til en markert økning i antall deltakere på tiltak i aldersgruppen 20-24 år, slik ungdomsgarantien skulle tilsi.

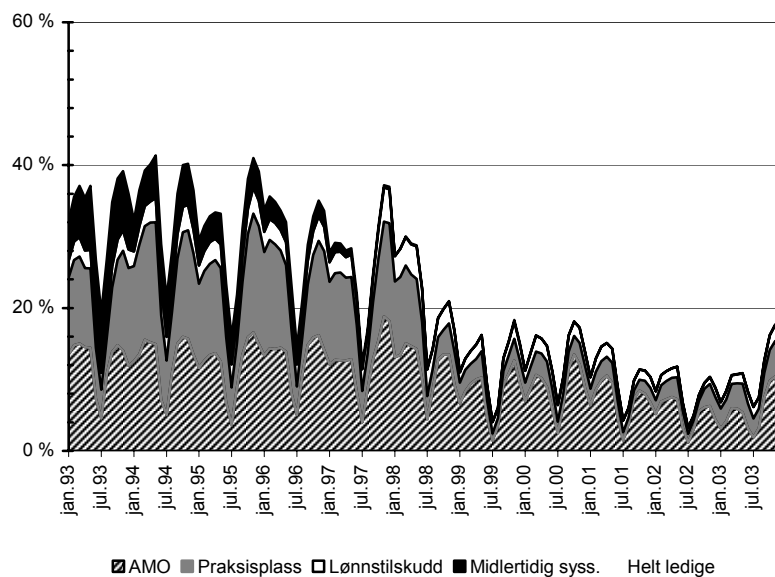
Andelen på ordinære tiltak falt høsten 1998 og et år framover, for så å ta seg opp igjen fram til 2001, hvoretter andelen på tiltak ble redusert kraftig, fra 36 prosent i mars 2001 til 12 prosent i juli 2001. Etter det har andelen holdt seg stabilt lav, mellom 10 og 20 prosent. Andelen på ordinære arbeidsmar-

kedstiltak i den yngste aldersgruppen har derimot ligget på et høyere nivå gjennom hele perioden. Videre viser figur 4 endringer i politikken på slutten av 90-tallet, mot en kraftig reduksjon i tiltaksandelen for denne aldersgruppen.

Ungdomsgarantien var spesielt rettet mot svake grupper av ungdom med lengre ledighetserfaring. I noen offentlige dokumenter er 4 måneder sammenhengende ledighet brukt som terskelverdi, mens i andre dokumenter er det brukt 6 måneder, dvs. den vanlige definisjonen av langtidsledighet. Vi har sett nærmere på utvikling i ledighet og arbeidsmarkedstiltak for gruppen som opplevde minst 6 måneder sammenhengende ledighet i løpet av forutgående år. Resultatene er vist i figur 5 og figur 6.

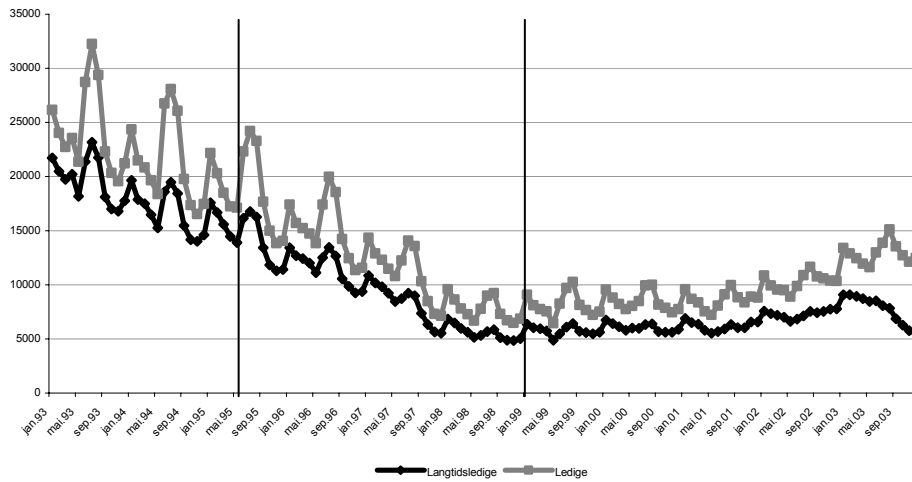
Langtidsledige i alderen 20-24 år deltar ikke mer på ordinære arbeidsmarkedstiltak i 1994 enn i 1996. Videre viser figur 5 at langtidsledige deltar omtrent like mye på praksisplass som på AMO i perioden 1993-1998. Deretter er det en kraftig reduksjon i deltakelse på praksisplass. En sammenligning av figur 3 og figur 5 viser at langtidsledige ungdom ikke deltar mer på tiltak sammenlignet med alle ungdommer i alderen 20-24 år. Figur 5 viser samme type berg-og-dalbane-mønster som vist i figur 3, med lavest tiltaksdeltakelse i sommermånedene. Andelen på tiltak er om lag 40 prosent på det høyeste.

Figur 5: Langtidsledige ungdom 20-24 år fordelt etter ledighetsstatus. Perioden fra januar 1993 til desember 2003



Figur 6 viser absolutte tall for helt ledige og spesielt for langtidsledige i alderen 20-24 år. Vi ser at kurvene er fallende for begge grupper, men fallet er ikke større for langtidsledige enn for gruppen helt ledige i alt slik man kanskje ville forvente i og med at den utvidede ungdomsgarantien er rettet mot langtidsledige.

Figur 6: Helt ledige ungdom 20-24 år etter varighet. Perioden fra januar 1993 til desember 2003



---

## Rammeverk for analysene

Formålet med ungdomsgarantien er å få ungdom i jobb - på kortere eller lengre sikt. Å være helt arbeidsledig kan virke passiviserende. Ungdomsgarantien kan oppfattes som et aktiviseringsprogram, der målet er å få ungdom til å være aktive på tiltak eller aktive som jobbsøkere. Aktiv jobbsøking er den direkte veien til jobb. Veien til jobb kan også gå via arbeidsmarkedstiltak.

Forsterket tiltaksinnsats i form av en ungdomsgaranti kan tenkes å påvirke ungdommens jobbmuligheter på minst tre måter: For det *første* vil selve eksistensen av et aktivt tiltaksapparat kunne påvirke jobbsøkernes atferd uavhengig av egen faktisk deltakelse. For eksempel kan det tenkes at arbeidskontorets krav og forventninger om tiltaksdeltakelse bidrar til å redusere insentivproblemene knyttet til utbetaling av dagpenger eller sosialhjelp. Arbeidskontorets krav innebærer at passivt stønadsmottak ikke lenger framstår som noe realistisk alternativ. For det *andre* kan selve tiltaksdeltakelsen innebære at jobbsøkeatferden endres. Hvis tiltaket er direkte innrettet mot jobbsøking, vil vi forvente økte jobbsjanser i tiltaksperioden (jobb-søke-kurs). Hvis tiltaket har form av et kompetansegivende kurs, forventer vi reduserte jobbsjanser i tiltaksperioden, ettersom mange vil ta en pause i jobbsøkeaktiviteten mens tiltaket pågår (innlåsnings-effekt). For det *tredje* forventer vi at gjennomføringen av et tiltak kan påvirke jobbsjansene etter at tiltaket er avsluttet. Hvis tiltaket har bidratt til å bedre deltakerens kompetanse, forventer vi at en slik ettertiltaks-effekt er positiv. Den totale effekten av forsterket tiltaksinnsats (ungdomsgarantien) vil avhenge av hvordan disse ulike effektene samvirker.

Det foreligger flere evalueringer av ungdomstiltak i Norge, både av enkelttiltak og på tvers av ulike tiltak. Erfaringene er oppsummert i Raaum, Røed og Torp (2002). Try (1993) og Eldring og Grøgaard (1996) evaluerer effekten av praksisplasser, Hardoy (1994) evaluerer lønnstilskudd mens Hardoy (2003) inneholder flere artikler med analyser på tvers av tiltak. Det økonomiske verktøyet brukt i de tidligere studiene er relativt enkelt. Bortsett fra Hardoy (2003) forsøker ingen av studiene å ta hensyn til mulige seleksjonseffekter. Resultatene kan tyde på at arbeidsmarkedstiltak i Norge rettet mot ungdom har en beskjeden - og til og med negativ - effekt på deltakernes jobbsannsynlighet, spesielt for ungdom i alderen 20-24 år. Det må allikevel understrekes at

alle analysene er basert på data fra lavkonjunkturperioden i første halvdel av 90-tallet.

Det er her viktig å merke seg at det å evaluere effekten av ungdomsgarantien ikke er det samme som å evaluere effekten av å delta på ungdomstiltak. Ungdomsgarantien kan ha en effekt uavhengig av om man deltar på tiltak eller ikke. Og effekten av ungdomsgarantien kan være positiv selv om effekten av å delta på arbeidsmarkedstiltak skulle være negativ. Ungdomsgarantien innebærer en tettere oppfølging og veiledning av ungdom som trenger hjelp til å komme på et godt spor inn i yrkeslivet. En tettere oppfølging kan virke disiplinerende og føre til at ungdom går ut i jobb raskere enn de ellers ville ha gjort.

Det er to typer tilsiktede effekter av ungdomsgarantien. Den ene er en (positiv) effekt på sannsynligheten for å delta på tiltak. Det å delta på tiltak kan anses som en gode. Ikke bare fordi det kan føre til økt jobbsannsynlighet på kort (og eventuelt lengre) sikt, men også fordi det å få opplæring, enten i form av arbeidspraksis eller kurs, kan være en meningsfull aktivitet i seg selv, og kan gi positivt personlig utbytte – både på kort og lang sikt. Den andre typen er en (positiv) effekt på et eller annen mål på suksess i arbeidsmarkedet, betinget eller ubetinget av tiltaksdeltakelse. Jobb og utdanning kan være mål på arbeidsmarkedssuksess, mens det å være stønadsmottaker er eksempel på det motsatte.

Før vi går inn på måten vi skal estimere effekten av ungdomsgarantien på, gir vi en kort beskrivelse av hvordan arbeidskontorene har håndtert og gitt tilbakemelding sentralt i forhold til arbeid med ungdomsgarantien for 20-24 åringer i perioden 1995 til 1998.

### Erfaringene fra arbeidskontorene og oppnådde resultatmål

Som nevnt innledningsvis, ble det i forbindelse med ungdomsgarantien utarbeidet resultatmål for Aetats arbeid med langtidsledig ungdom i alderen 20-24 år. Disse målene har vært oppsummert i Aetats kvartalsrapport. I dette avsnittet gjengis rapportert utvikling for perioden 1994-1997. Rapporter er ikke tilgjengelige fra første kvartal 1998 og framover.

Pr. 4. kvartal 1994 rapporteres at resultatmålet er oppnådd og at langtidsledighet blant 20-24-åringer er redusert med 33 prosent i forhold til i 1993. Årstall viser en nedgang i antall langtidsledige arbeidssøkere i alderen 20-24 år uten tilbud om jobb, utdanning eller tiltak fra 1993 til 1994 på nærmere 2000 fra om lag 5200 i 1993 til 3500 i 1994. Videre nevnes det at utviklingen for denne aldersgruppen følger utviklingen for langtidsledige totalt. Både målrettet kjeding av tiltak, f. eks. AMO og praksisplass eller fadderordning og jobbkjebber er nevnt som vellykkede tiltak for denne målgruppen.

I 4. kvartal 1995 var det om lag 1900 langtidsledige i gjennomsnitt i målgruppen uten tilbud om jobb, utdanning eller tiltak. Det innebærer en nedgang

i forhold til 4. kvartal 1994 på 25,6 prosent. Resultatene i siste kvartal 1995 ses i sammenheng med de nye *Retningslinjer for den økte innsatsen overfor langtidsledige 20-24* og *Retningslinjer for bruk av individuelle handlingsplaner* som Arbeidsdirektoratet sendte ut til fylkene. Fylkene rapporterer et oppmøte på mellom 50 og 90 prosent av de innkalte.<sup>1</sup> Innkalling skjer som oftest før 6 måneders sammenhengende ledighet. En del blir innkalt før de er registrert med 4 måneders sammenhengende ledighet også. Når det gjelder målgruppen nevnes det at de er vanskelige å få tak i, fordi de er mye på flyttefot, men samtidig at det er en gruppe som er lettere å motivere sammenliknet med eldre langtidsledige. Gode oppfølgingsrutiner nevnes som et viktig verktøy for å lage tilfredsstillende individuelle handlingsplaner. Det er også uttrykt behov for mer formalisert samarbeid med sosialetaten for å møte behovene til enkelte i målgruppen.

Arbeidet med målgruppen videreføres i 1996 og det rapporteres om ytterlig nedgang i antallet i målgruppen. I 4. kvartal 1996 var det 1600 langtidsledige uten tilbud i gjennomsnitt, dvs. 300 færre i forhold til ett år tidligere. I virksomhetsrapporter for 1995 og 1996 nevnes det at utviklingen for denne aldersgruppen er betydelig bedre enn for langtidsledige for øvrig (mellom 7 og 9 prosent bedre).

I en vurdering av oppfyllelsen av den utvidede innsatsen for målgruppen i 1. kvartal 1996 står det at fylkene har god oversikt over målgruppen og at tilbudsgarantien vurderes som oppfylt. Etatens utvidede innsats ovenfor målgruppen og et bedre arbeidsmarked er hovedårsakene til den gode måloppnåelsen i 1996. Det er imidlertid noen fylker som ikke oppnådde resultatmålene, noe de tilskriver mangel på systematisk innkallings- og avklaringsrutiner samt rutiner for utarbeiding av handlingsplan.

Fylkene rapporterer at blant de som takker nei til tilbud fra Aetat, nevnes svak motivasjon som en viktig årsak. En stor del av disse er ufaglært ungdom som ikke har fullført videregående opplæring, hvor praksisplasser anses som det rette tiltaket. I 1. kvartal nevnes økt satsing på de som ennå ikke har passert 6 måneders ledighet for å forebygge langtidsledighet.

Nedgangen i langtidsledighet i aldersgruppen 20-24 år fortsetter i 1997. Det nevnes at en grunn til at fylkene for første gang på flere år ikke oppnår resultatmålet, er at gruppen «nå i stor grad består av personer med tilleggsproblematikk og som er lite motiverte for tiltak» (virksomhetsrapport 1. kvartal 1997). Siste tilgjengelige virksomhetsrapport er fra 4. kvartal 1997. Der står det at resultatene er betydelig bedre (12 prosent bedre) enn måltallene på 15 prosent. Pr 4. kvartal 1997 var det ca 1200 personer uten tilbud, dvs. en

---

1. I innkallingsbrevet står det hvilke konsekvenser som er forbundet med å ikke møte opp, og at innkallingen innebærer et tilbud fra arbeidsmarkedsetaten. I denne forbindelse nevnes også usikkerhet forbundet med reglene som gjelder når den som ikke møter opp ikke har dagpengerettigheter.

nedgang på 400 i forhold til ett år tidligere. De gode resultatene forklares med gode rutiner for registrering og oppfølging av målgruppen, samt formalisert samarbeid med sosialetaten.

Kort sagt har det i følge Aetats egne virksomhetsrapporter vært en betydelig nedgang i antall langtidsledige i alderen 20-24 år i perioden 1995-1997, fra om lag 2500 4.kvarttall 1994 til ca. 1200 langtidsledige *uten* tilbud 4.kvattall 1997.



---

## Effekt av ungdomsgarantien: En naturlig-eksperimenttilnærming

For å identifisere effekten av ungdomsgarantien bruker vi i dette kapitlet varianter av en metode basert på sammenlikning mellom en gruppe kalt *tiltaksgruppen* (ungdom som er omfattet av ungdomsgarantien) og en gruppe kalt *kontrollgruppen* (ungdom som ikke er omfattet av ungdomsgarantien). Metoden kalles forskjell-i-forskjell (FF), og går ut på å sammenlikne personer som blir berørt av en reform (i vårt tilfelle den forsterket innsats for langtidsledige 20-24 år), med personer som ikke blir det. Tanken er å utnytte reformens eksperimentliknende egenskaper.

Fra et metodesynspunkt vil vi helst ha en situasjon der tiltaket som evalueres, har en klart avgrenset levetid. Helst ville vi hatt «alt annet likt» før, under og etter tiltaket som skal evalueres. I slike tilfeller vil det være uproblematisk å tolke forskjeller mellom tiltaks- og kontrollgruppen som et resultat av tiltaket som evalueres. Selv under mindre ideelle forhold (som her) vil FF-metoden kunne gi relativt robuste resultater. Ungdomsgarantien har en ganske avgrenset levetid og en klar avgrenset aldersgyldighet, noe som er veldig gunstig.

Siden ungdomsgarantien kom sterkest til uttrykk i perioden fra høsten 1995 til våren 1998, anser vi denne perioden som tiltaksperioden (som tidligere nevnt, var ungdom 20-24 år også prioritert tidligere på 1990-tallet). Langtidsledig ungdom (ledige i minst 6 måneder) blir spesielt nevnt som en målgruppe, men langtidsledige har vært en prioritert gruppe helt fra tidlig på 1990-tallet. I tillegg ble garantien om arbeidsmarkedstiltak forlatt til fordel for økt formidlingsinnsats fra 1998, hovedsakelig i form av jobb-søke-kurs. Disse forholdene forsøker vi å ta hensyn til i analysen.

Tabell 1: Omfattet (J) og ikke omfattet (N) av ungdomsgarantien over tid for ulike aldersgruppe

	V94	H94	V95	H95	V96	...	...	...	V98	H98	V99	H99
23 år	N	N	N	J	J	...	...	...	J	J	N	N
24 år	N	N	N	J	J	...	...	...	J	J	N	N
25 år	N	N	N	N	N	...	...	...	N	N	N	N
26 år	N	N	N	N	N	...	...	...	N	N	N	N

V = vår, H = høst

Tabell 1 viser hvordan ungdomsgarantien slår ut for ulike aldersgrupper i perioden 1994-1999. For eksempel viser tabellen at en person som er 23 år gammel i 1998, er omfattet av ungdomsgarantien våren 1998 (V98), mens 23 åringer ikke var omfattet av ungdomsgarantien våren 1999 (V99). Slike skarpe skiller er nyttige, rent metodemessig.

Vi skal estimere effekten av ungdomsgarantien på utfall Y ved hjelp av FF-metoden. Metoden er som følger: Først sammenligner vi ungdom i samme aldersgruppe på to ulike tidspunkter, der den ene gruppen er omfattet av ungdomsgarantien mens den andre ikke er det. La oss ta utgangspunkt i ungdom som er 23 år gamle. Våren 1998 er 23-åringer omfattet av ungdomsgarantien, men det er ikke 23-åringer våren 1999. Med unntak av garantiordningen kan vi anta at ungdom i 23-årsalderen i henholdsvis 1998 og 1999 er ganske like, når tidsforskjellen er så pass kort. Denne tilnærmingen kontrollerer imidlertid ikke for *andre* hendelser som i tid faller sammen med innføringen av ungdomsgarantien. Ved å gjøre tilsvarende øvelse for våren 1998 og våren 1999 for ungdom i en annen aldersgruppe, som ikke på noe tidspunkt er omfattet av ungdomsgarantien (for eksempel fordi de er for gamle, slik det er tilfelle for 25 åringer), får vi kontrollert for felles kalendertidseffekter, dvs. mulige effekter av andre hendelser som faller sammen i tid med ungdomsgarantien. Likning (1) viser et eksempel på hvordan FF-metoden kan benyttes. Her står Y for utfall, for eksempel, deltakelse ( $Y=1$ ) versus ikke-deltakelse i tiltak ( $Y=0$ ):

$$(1) \quad FF = (Y_{V98} - Y_{V99})^{23\text{år}} - (Y_{V98} - Y_{V99})^{25\text{år}}$$

FF-metoden går ut på å sammenligne ungdom som er 23 år våren 1998 og våren 1999, med ungdom som er 25 år de i samme periodene. Vår antagelse og betingelse for identifikasjon av effekter av ungdomsgarantien er at eventuelle andre hendelser i denne perioden vil påvirke 23-åringer og 25-åringer på samme måte (i det minste når det gjelder utfallet som her er angitt med Y).

Mulighetene til å fange opp eventuelle effekter av ungdomsgarantien avhenger av at målgruppens alders- og tidspunktsammensetning spesifiseres på

en relevant måte. Etter flere forsøk på å avgrense målgruppen ble utvalgene som brukes i analysene bestemt slik:

Utvalgene omfatter to aldersgrupper: 23-24-åringer og 26-27-åringer. Vi tar utgangspunkt i to alternative tidsperioder for evaluering: Høst 97- Høst 99 og Vår 98-Vår 99. Dette innebærer at vi trekker åtte utvalg: ungdom 23-24 år høsten 1997, ungdom 23-24 år høsten 1999 og det samme for 26-27-åringer. Den samme prosedyren brukes for å trekke utvalgene for våren 1998 og våren 1999. Disse er våre åtte basisutvalg.

I figur 7 er starten av evalueringsperioden markert med tidspunkt T3. Perioden før det (A og B) er bakgrunnsperioden og perioden etter er evalueringsperioden (C, D og E). Høst 97 og Vår 98 er perioder med ungdomsgaranti for aldersgruppen 23-24 år.

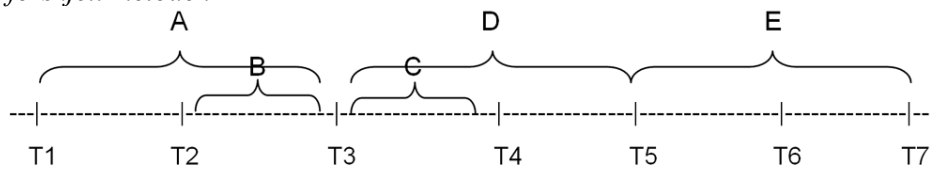
Det er viktig å fokusere analysen på den «riktige» målgruppen, dvs. målgruppen ungdomsgarantien er rettet mot. Vi har derfor avgrenset utvalget ved å fokusere på ungdom som har opplevd:

1) Ledighet i minst en måned i evalueringsperioden, og at denne måneden verken er juli eller august (periode C i figur 7).

2) Ledighet i minst 1 måned i løpet av siste halvår (juli og august ikke medregnet) før effekten måles (periode B i figur 7).

Gruppen som tilfredsstill disse forutsetningene kalles for *ledige*. I tillegg har vi gjort separate analyser for to (tre) grupper til. Den ene gruppen omfatter alle som i tillegg til betingelse 1 var registrert i SOFA-søker som dagpengemottaker i minst 1 måned i løpet av siste halvår før effekten måles (periode B i figur 7). Disse kaller vi for *dagpengemottakere*. Den tredje gruppen omfatter ungdom som i tillegg til betingelse 1 og 2, var registrert som åpent ledig i minst 6 måneder i løpet av det siste året før effekten måles (periode A i figur 7). Vi kaller dem for *langtidsledige*. Perioden trenger ikke å være sammenhengende. Formålet er å fange opp en viss arbeidsledighetserfaring og sørge for at denne erfaringen ikke ligger langt tilbake i tid.

Figur 7: Tidsperspektivet i de ulike utvalgene for analysene av forskjell-i-forskjell metoden



Dette gir i alt 24 utvalg: 8 utvalg av typen *ledige*, 8 utvalg av typen *dagpengemottakere* og 8 utvalg av typen *langtidsledige*. Vi ønsker at gjennomsnittlige kjennetegnsverdier ved personer i samme alder er ganske like på de to tidspunktene som sammenliknes. Det vil støtte vårt valg av analytisk tilnærming, nemlig å betrakte ungdomsgarantien som et naturlig eksperiment, noe som gjør det gunstig å bruke FF-metoden til å estimere effekten av ungdomsgarantien. Kjennetegnsverdier som er relativt like vil styrke resultatenes troverdighet.

For ungdom i alderen 23-24 år på de ulike tidspunktene er det små forskjeller i kjennetegnsverdier. Ungdom som er 23-24 år våren 1998 og våren 1999, har om lag samme kvinneandel (51 mot 53 prosent), om lag samme andel med innvandrerbakgrunn (19 mot 20 prosent), om lag samme fordeling i antall års utdanning. Andelen som mottar dagpenger er også veldig lik og ligger på om lag 23 prosent de siste månedene før utfallet blir registrert. I forhold til 23-24-åringer har 26-27-åringer en mindre andel menn, større andel med innvandrerbakgrunn og litt mer utdanning. Også for denne gruppen er kjennetegnsverdiene omtrent de samme våren 1998 og våren 1999. Avviket er litt større når vi sammenlikner samme aldersgruppe med to års mellomrom og antyder at jo lengre fra hverandre de gruppene vi sammenligner er, jo større sannsynlighet er det for at gruppene avviker og FF-estimatoren blir mindre pålitelige.

I neste avsnitt går vi over til selve estimeringen av effekten av garantien på sannsynlighet for å delta på ordinære tiltak. Vi også ser litt nærmere på forskjeller i egenskapene mellom dem som deltar og ikke deltar på tiltak. Deretter ser vi på effekten av ungdomsgarantien på jobb, lønn, utdanning og trygd over en rekke år.

## 5.1 Effekten på deltakelse i ordinære arbeidsmarkedstiltak.

Effekten av ungdomsgarantien på rekruttering til tiltak målt ved andel av alle ledige som deltar på ordinære arbeidsmarkedstiltak, evalueres i periode D i figur 7. Tabell 2 viser beregninger der vi sammenligner 23- og 24-åringer med 26- og 27-åringer på to ulike tidspunkter høsten 1997 i forhold til høsten 1999 og våren 1998 i forhold til våren 1999. Den yngste aldersgruppen er omfattet av ungdomsgarantien høsten 1997 og våren 1998. Dersom ungdomsgarantien fører til økt rekruttering til arbeidsmarkedstiltak, forventer vi at FF-estimatet skal være positivt. Tabell 2 kan deles i tre, en del for hvert utvalg (definert i forrige avsnitt).

Før resultatene omtales, må det nevnes at vi har forsøkt flere aldersgruppe- og tidspunktkombinasjoner, der aldersavstanden har variert mellom ett og tre

år, og det samme med hensyn til tidsavstand. Vi har også forsøkt flere kombinasjoner av betingelsene for å være med i utvalget. Her presenterer vi de kombinasjonene vi mener best fanger effekten av ungdomsgarantien. For å komme fram til de utvalgte kombinasjonene har vi tatt hensyn til flere faktorer. For det første, det er grunn til å tro at saksbehandler som oftest ikke vil lage et klart skille i behandling av en 24-åring og en 25-åring. For det andre, det er trolig ikke slik at kun de som har vært ledige i 6 måneder, prioriteres. I virksomhetsplanen står det at de med 4 måneders ledighet også skal prioriteres, som et forebyggende tiltak. For det tredje, tiltaksapparatet tar nødvendigvis en viss tid på å omstille seg: å endre prioriteringer av målgrupper, rutiner og å slutføre oppfølging av individene man har jobbet tettere opp mot. Med andre ord skjer ikke endringer av politikk og praksis simultant. Vi har fokusert på perioden etter ungdomsgarantien ettersom politikkendringen da sannsynligvis var mer markert. Vi har fokusert på de eldste aldersgruppene omfattet av garantien fordi de yngste eventuelt må sammenlignes med de under 20 år, som også er omfattet av en ungdomsgaranti.

Øverst i tabell 2 vises resultater for Utvalg 1. Nederst i tabell 2 vises resultatene for de som har vært ledig i over 4 måneder. La oss begynne med den øverste delen. Her har vi to ulike estimeringer. Øverst sammenligner vi 23-24-åringer høsten 1997, som er omfattet av ungdomsgarantien, med ungdom på 23-24 år to år etter. Høsten 1999 er ikke lenger 23-24-åringer omfattet av ungdomsgarantien. For å fange makroøkonomiske hendelser som kan falle sammen i tid, bruker vi 26-27-åringer som ikke er omfattet av ungdomsgarantien på noen av tidspunktene. Resultatene viser at 17 % av ungdom i 23-24-årsalderen som har opplevd nylig ledighet, deltar på tiltak høsten 1997. Tilsvarende tall for 23-24-åringer høsten 1999 er 5 prosent. Hele forskjellen skyldes imidlertid ikke opphør av ungdomsgarantien. Som beregningene for 26-27-åringer viser, er forskjellen stor også for denne aldersgruppen. *Forskjell i forskjeller* er på 1 prosentpoeng og dette er vårt estimat for effekten av ungdomsgarantien på rekruttering til tiltak. Dette estimatet er ikke signifikant forskjellig fra null.

La oss konkretisere funnene presentert i tabell 2 på en annen måte. Den første linjen viser at dersom vi tar utgangspunkt i likning (1), er effekten av ungdomsgarantien på rekruttering til arbeidsmarkedstiltak om lag 0,01. Dette tallet reflekterer at deltakerandelen falt med ett prosentpoeng mer for 23-24-åringer (som var omfattet av ungdomsgarantien høsten 1997, men ikke høsten to år senere) enn den gjorde for 26-27-åringene (som ikke var omfattet av ungdomsgarantien i noen av de to årene). Omregnet til prosentvis endring gir dette en estimert effekt tilsvarende en økning, dvs. en mindre nedgang, på 6 prosent i deltakerandelen.

Ser vi på andelen av de ledige som deltar i tiltak, finner vi at i løpet av disse 2 årene faller andelen blant 26-27-åringene med 65 prosent (fra 0,167 til 0,058), mens den for 23-24-åringene faller med 69 prosent. Forskjellen på 4

prosentpoeng fanger opp effekten av ungdomsgarantien (legg merke til at  $4/69 = 0,057$  som er den beregnet endring i prosent i siste kolonne).

Tabell 2: FF-estimat for effekt av ungdomsgarantien for arbeidsledige på ulike tidspunkter med utgangspunkt i ulike utvalg. Den avhengige variabelen er andel på arbeidsmarkedstiltak

Utvalg 1: Helt ledig eller på tiltak					FF	FF	Endring
					estimat	st. av. <sup>1</sup>	i (%) <sup>2</sup>
	N	Høst 97	N	Høst 99			
23-24 åringer	5475	0,171 (a)	3213	0,052 (b)	0,009	0,009	5,72
26-27 åringer	5784	0,167 (c)	3664	0,058 (d)			
	N	Vår 98	N	Vår 99			
23-24 åringer	5402	0,085	3876	0,027	0,001	0,006	1,77
26-27 åringer	5582	0,082	4370	0,026			
Utvalg 2: Dagpengemotakere							
	N	Høst 97	N	Høst 99			
23-24 åringer	3259	0,137	1726	0,039	0,014	0,010	11,58
26-27 åringer	3576	0,126	2110	0,043			
	N	Vår 98	N	Vår 99			
23-24 åringer	2670	0,051	2029	0,014	0,002	0,007	4,52
26-27 åringer	3038	0,047	2245	0,012			
Utvalg 3: Langtidsledige							
	N	Høst 97	N	Høst 99			
23-24 åringer	3453	0,070	1794	0,023	<b>0,010</b>	0,007	17,66
26-27 åringer	4015	0,061	2304	0,024			
	N	Vår 98	N	Vår 99			
23-24 åringer	2202	0,035	1307	0,006	<b>0,030</b>	0,005	520,80
26-27 åringer	1307	0,006	1836	0,007			

Noter: Uthevet tall i kursiv er signifikant på 1 prosent-nivå.

1. FF-estimat =  $(a-b)-(c-d)$ . Standardavvik (=st.av.) =  $\sqrt{s_1^2 + s_2^2}$  der  $s_1^2 = \text{var}(a) + \text{var}(b)$  og  $s_2^2 = \text{var}(c) + \text{var}(d)$

2. Beregning av prosentvis endring i absolutte tall:  $\{[(a-b)-(c-d)]/[b+(c-d)]\} * 100$ .

3. Signifikante koeffisienter på 1 prosentnivå er uthevet og kursivert.

Ellers viser tabell 2 at effekten av ungdomsgarantien på deltakelse på ordinære arbeidsmarkedstiltak er signifikant positiv kun for langtidsledige (6 måneder). Dette gjelder både når man ser på gruppen H97-H99 og på gruppen V98-V99. Ellers er det ingen signifikante effekter, verken for dem som har opplevd en måneds ledighet, eller for dem som har mottatt dagpenger. Denne satsingen på langtidsledige er i tråd med mandatet gitt arbeidsmarkedsetaten, og slik det er beskrevet i de kvartalsvise tilstandsrapportene sendt fra fylkearbeidskontorene til Arbeidsdirektoratet sentralt.

Det må gjøres oppmerksom på at andelene for tiltaksdeltakelse vist i tabellen avviker fra andelene gitt i den offisielle statistikken. Avvikene henger samme med hvordan analyse materialet er konstruert. I analysene er kun *nye* deltakere inkludert, mens den offisielle statistikken viser *beholdningen* av tiltaksdeltakere.

Analysene viser at effekten av ungdomsgarantien er større når vi ser på rekruttering høsten 1999 enn våren 1999. Noe av forskjellen har nok sammenheng med sesongsvinginger. Videre at i det første tilfelle handler det om en to-årsperiode mens i det andre tilfelle er det en ett-årsperiode. Likevel, funnene støtter hypotesen om at det tar en viss tid fra en politikk er innført, til det er mulig å observere endringer.

Vi har sett nærmere på gjennomsnittsverdiene for utvalgte kjennetegn for taksdeltakere og for ikke-deltakere i alderen 23-24 år høsten 1997. Denne gruppen er omfattet av ungdomsgarantien. Som forventet, er det visse forskjeller mellom tiltaksdeltakere og ikke-deltakere. Tiltaksdeltakere har en større andel innvandrere (25 mot 18 prosent), en mindre andel menn (45 mot 54 prosent), men om lag samme antall år med utdanning.

## 5.2 Effekten på jobb og inntekt

Både jobbvarighet og årlig inntekt kan brukes som suksesskriterier for arbeidsmarkedstilpasning – og dermed også for ungdomsgarantien. *Jobb* er en dummyvariabel som antar verdien 1 dersom individet er registrert med et arbeidsforhold i arbeidstakerregisteret, og 0 ellers. Som mål på jobbvarighet, bruker vi antall måneder individet er registrert med  $jobb=1$  i løpet av en 12-månedersperiode. Informasjon om *inntekt* er hentet fra likningsregisteret og inkluderer årlig lønnsinntekt og næringsinntekt.<sup>2</sup> Vi ser på de samme gruppene som i forrige avsnitt. Utvalgene er 23-24 og 26-27-åringene, og utfallet er undersøkt fra og med høsten 1997 og høsten 1998 i den ene analysen, og fra og med våren 1998 og våren 1999 for den andre analysen. Effekten av ung-

2. Inntekt brukes i løpende kroner, fordi inflasjon ikke påvirker resultatene målt i relative forskjeller i inntekt.

domsgarantien på arbeidsmarkedstilknytting måler vi med følgende suksesskriterier som følger:

*Job1*= antall måneder i jobb første året,

*Job2*= antall måneder i jobb første og andre året,

*Job3*= antall måneder i jobb første, andre og tredje året,

*Job4*= antall måneder i jobb første, andre, tredje og fjerde året,

*Inntekt 1*= årlig bruttoinntekt første hele året

*Inntekt 2*= årlig bruttoinntekt andre hele året

*Inntekt 3*=årlig bruttoinntekt tredje hele året

Det er viktig å skille mellom *det første året* og *det første hele året* for å markere at inntekt følger kalendertid, dvs. 1998 eller 1999, mens *det første året* henviser til perioden august 1997 - juli 1998 for utvalget tilhørende *Høst 1997* osv. Dette innebærer at for dem som skal evalueres fra og med våren, venter vi et halvt år før effekten på inntekt måles.

*Tabell 3: FF-estimat for effekten av ungdomsgarantien for helt ledige eller på tiltak på ulike tidspunkt. Den avhengige variabelen ulike varianter av jobbvarighet og inntekt (i 100 kr). Utvalg 1: Helt ledig eller på tiltak*

	23-24 åringer		26-27 åringer		FF estimat	FF st. av. <sup>1</sup>	Endring i (%) <sup>2</sup>
	Høst 97	Høst 99	Høst 97	Høst 99			
Job1	4,047	3,310	3,929	3,386	0,19	0,12	5,86
Job2	9,865	8,204	9,745	8,330	0,25	0,24	2,81
Job3	15,851	13,462	15,749	13,667	0,31	0,35	2,07
Job4	21,837	18,734	21,876	18,955	0,18	0,46	0,87
Inntekt1	1096,630	1112,210	1158,620	1187,610	13,41	25,30	1,20
Inntekt2	1277,500	1312,380	1330,250	1382,810	17,68	30,39	1,38
Inntekt3	1368,570	1461,610	1434,290	1550,320	22,99	32,76	1,63
	23-24 åringer		26-27 åringer				
	Vår 98	Vår 99	Vår 98	Vår 99			
Job1	4,643	4,006	4,549	4,039	0,13	0,13	3,17
Job2	10,550	9,188	10,420	9,481	<b>0,42</b>	0,25	4,36
Job3	16,517	14,737	16,493	15,340	<b>0,63</b>	0,36	4,00
Job4	22,581	20,417	22,716	21,154	0,60	0,46	2,79
Inntekt1	1003,770	977,686	1066,360	1051,930	11,65	21,87	1,19
Inntekt2	1225,540	1197,110	1293,590	1290,670	25,51	27,47	2,11
Inntekt3	1331,060	1348,390	1409,580	1429,600	2,69	30,87	0,20

Note: se Tabell 2.



Tabell 3 viser resultatene av effekten av ungdomsgarantien på arbeidsmarkedstilknytning for utvalg 1, som omfatter alle i den aktuelle aldersgruppen som var registrert i SOFA-søker som helt ledige, eller som deltakere på tiltak året før effekten evalueres. Øverste del viser at ungdom som var 23-24 år i 1997, var i jobb i gjennomsnitt 4 måneder i perioden fra august 1997 og ett år framover. Ungdom som var 23-24 år i 1999, var i gjennomsnitt 3 måneder i jobb første året. Antall måneder i jobb øker når vi ser første og andre året under ett. Tabell 3 viser også at ungdom 23-24 år i gjennomsnitt er i jobb i underkant av halvparten av de første fire årene. Ungdom 26-27 år er i gjennomsnitt noe mer i jobb, men det er fortsatt slik at de også er i jobb i mindre enn en fjerdedel av de første fire årene. Som forventet, er inntekten noe høyere for 26-27-åringene i forhold til 23-24-åringene, og inntekten øker over tid for begge grupper.

Når det gjelder effekten av ungdomsgarantien på jobbvarighet, viser nederste del av tabell 3 en signifikant positiv effekt i statistisk forstand etter en viss tid, dvs. det andre og det tredje året. Forskjellen er likevel svært beskjeden. Når det gjelder årlig inntekt, utgjør estimert effekt av ungdomsgarantien et par tusen kroner på det meste på årsbasis, og ingen av estimatene er statistisk signifikante.

*Tabell 4: FF-estimat for effekten av ungdomsgarantien for dagpengemottakere på ulike tidspunkt. Den avhengige variabelen er ulike varianter av jobbvarighet og inntekt (i 100 kr)*

	23-24 åringer		26-27 åringer		FF estimat	FF st.av. <sup>1</sup>	End- ring i (%) <sup>2</sup>
	Høst 97	Høst 99	Høst 97	Høst 99			
	Job1	4,356	3,593	4,189			
Job2	10,374	8,794	10,320	8,990	0,25	0,32	2,70
Job3	16,623	14,348	16,676	14,729	0,33	0,46	2,09
Job4	22,871	20,008	23,154	20,469	0,18	0,60	0,81
Inntekt1	1263,630	1362,810	1334,890	1441,670	7,60	30,81	0,56
Inntekt2	1374,480	1505,090	1441,560	1571,930	-0,24	38,16	-0,02
Inntekt3	1437,860	1638,000	1513,190	1707,680	-5,65	41,90	-0,37
	23-24 åringer		26-27 åringer		FF estimat	FF st.av. <sup>1</sup>	End- ring i (%) <sup>2</sup>
	Vår 98	Vår 99	Vår 98	Vår 99			
	Job1	4,740	4,530	4,700			
Job2	10,821	10,119	10,735	10,195	0,16	0,34	1,57
Job3	17,098	16,211	17,127	16,458	0,22	0,48	1,30
Job4	23,497	22,388	23,754	22,608	-0,04	0,62	-0,16
Inntekt1	1215,010	1303,230	1299,870	1377,200	-10,89	26,35	-0,83
Inntekt2	1364,590	1438,370	1432,970	1508,590	1,84	35,70	0,14
Inntekt3	1450,570	1534,340	1504,290	1619,200	31,14	40,90	2,13

Note: Se tabell 2.

I neste omgang ser vi på de som har mottatt dagpenger i løpet av det siste året, dvs. utvalg 2. Tabell 4 viser at dagpengemottakere i gjennomsnitt har noe høyere andel i jobb, og høyere inntekt sammenlignet med helt ledige og tiltaksdeltakere. Dette er rimelig, siden disse har jobberfaring som gir dem rett til å motta dagpenger, mens det i utvalg 1 typisk er mange som ikke har det. Videre viser tabell 4 at ungdomsgarantien ikke har hatt noen effekt for denne gruppen. Dette er ikke overraskende siden garantien ikke er spesielt rettet mot dagpengemottakere. Den er derimot rettet mot langtidsledige.

Resultatene for langtidsledige som vises i tabell 5, tyder på en positiv effekt av ungdomsgarantien på jobbvarighet. FF-estimatet er signifikant positivt både når vi måler effekten i løpet av de første to årene samlet, og når vi måler effekten i løpet av tre etterfølgende år. Effekten innebærer en økning på 5,4 prosent i løpet av de to første årene og nærmere 4 prosent i løpet av en treårsperiode. Effekten på årsinntekt er liten, ikke signifikant, og positiv, men avtakende med årene.

*Tabell 5: FF-estimat for effekten av ungdomsgarantien for langtidsledig ungdom på ulike tidspunkt. Den avhengige variabelen er ulike varianter av jobbvarighet og inntekt (i 100 kr)*

	23-24 åringer		26-27 åringer		FF estimat	FF st.av. <sup>1</sup>	Endring i (%) <sup>2</sup>
	Høst 97	Høst 99	Høst 97	Høst 99			
Jobb1	4,954	4,188	4,892	4,390	0,26	0,14	6,30
Jobb2	10,971	9,265	10,906	9,728	<b>0,53</b>	0,25	5,40
Jobb3	17,093	14,691	17,059	15,265	<b>0,61</b>	0,36	3,84
Jobb4	23,238	20,026	23,360	20,748	0,60	0,47	2,75
Inntekt1	1147,390	1115,060	1229,300	1227,650	30,68	25,95	2,74
Inntekt2	1294,260	1267,310	1361,120	1358,810	24,64	29,60	1,94
Inntekt3	1384,520	1453,110	1461,510	1541,230	11,13	31,63	0,76

	23-24 åringer		26-27 åringer		FF estimat	FF st.av. <sup>1</sup>	Endring i (%) <sup>2</sup>
	Vår 98	Vår 99	Vår 98	Vår 99			
Jobb1	4,880	4,291	4,862	4,372	0,10	0,16	2,30
Jobb2	10,527	9,337	10,641	9,777	0,33	0,30	3,32
Jobb3	16,173	14,691	16,479	15,434	0,44	0,43	2,81
Jobb4	21,994	20,291	22,477	20,924	0,15	0,55	0,70
Inntekt1	1034,140	961,907	1117,590	1072,850	27,49	26,90	2,85
Inntekt2	1201,230	1115,240	1285,510	1249,170	49,65	32,54	4,28
Inntekt3	1278,130	1241,700	1380,920	1370,900	26,41	36,34	2,07

Note. Se tabell 2

### 5.3 Effekten på utdanning

Overgang til ordinær utdanning må regnes som suksess i forhold til ungdomsgarantien. Vi har spesifisert to indikatorer for dette suksesskriteriet. Den ene er pågående utdanning (*paagutd*), uavhengig av om den påbegynte utdanningen er fullført eller ikke. Den andre er fullført utdanning (*fullfud*), som er et strengere krav enn påbegynt utdanning. Som i forrige avsnitt har vi studert utviklingen over flere år. Tabell 6 viser resultatene for utvalg 1, dvs. ungdom som har opplevd å være helt ledige eller har deltatt på tiltak året før effekten av garantien evalueres. Som tidligere tar vi utgangspunkt i samme aldersgruppene, 23-24 og 26-27-åringene, og undersøker utfall for høsten 97 og høsten 99 på den ene siden, og våren 98 og våren 99 på den andre. Første linje viser andelen med påbegynt utdanning første året, andre linje viser andelen med påbegynt utdanning andre året, osv.

Tabell 6: FF-estimat for effekten av ungdomsgarantien for helt ledige eller på tiltak på ulike tidspunkt. Den avhengige variabelen er pågående og fullført utdanning i løpet av en fire års periode

	23-24 åringer		26-27 åringer		FF estimat	FF st.av. <sup>1</sup>	Endring i (%) <sup>2</sup>
	Høst 97	Høst 99	Høst 97	Høst 99			
Paagutd1	0,277	0,204	0,288	0,214	-0,002	0,013	-0,62
Paagutd2	0,165	0,147	0,164	0,143	-0,002	0,011	-1,38
Paagutd3	0,139	0,102	0,136	0,093	-0,006	0,009	-4,17
Paagutd4	0,129	0,090	0,113	0,075	0,001	0,009	0,80
Fullfud1	0,174	0,136	0,183	0,131	-0,015	0,011	-7,74
Fullfud2	0,089	0,085	0,091	0,082	-0,005	0,008	-4,97
Fullfud3	0,077	0,062	0,075	0,057	-0,003	0,007	-3,99
Fullfud4	0,077	0,062	0,068	0,057	0,004	0,007	4,98
	23-24 åringer		26-27 åringer				
	Vår 98	Vår 99	Vår 98	Vår 99			
Paagutd1	0,187	0,181	0,191	0,171	-0,014	0,011	-6,91
Paagutd2	0,158	0,147	0,143	0,134	0,002	0,010	1,20
Paagutd3	0,143	0,111	0,122	0,095	0,004	0,009	3,20
Paagutd4	0,103	0,085	0,089	0,080	0,010	0,008	10,47
Fullfud1	0,101	0,111	0,106	0,093	<b>-0,023</b>	0,009	-18,52
Fullfud2	0,086	0,089	0,078	0,081	0,001	0,008	0,68
Fullfud3	0,081	0,067	0,070	0,060	0,003	0,007	4,48
Fullfud4	0,057	0,058	0,050	0,058	0,007	0,007	14,11

Note: Se tabell 2

For utvalget av ungdom som har opplevd ledighet og/eller har deltatt på tiltak siste året, finner vi ingen effekt av ungdomsgarantien. Effekten er liten og ikke statistisk signifikant. Unntaket er fullført utdanning første året for vårgruppen der vi finner en negativ effekt (nedre del av tabell 6), men effekten er ikke vedvarende.

Som man skulle forvente, er andelen i utdanning høyere om høsten enn om våren, og andelen i utdanning er høyere for arbeidsledige enn for langtidsledige. Høsten 1997, hadde 28 prosent av 23-24-åringene som hadde opplevd ledighet det siste året begynt på en utdanning, mot 21 prosent blant dem som hadde vært ledige i minst 6 måneder i løpet av siste året. Fullføringsgraden er også betydelig lavere for langtidsledige. En sammenligning av tabell 6 og 7 også viser at andelen i utdanning er ganske lik for 23-24-åringer i forhold til 26-27-åringer, mens dette ikke er tilfelle for langtidsledige. Andelen i pågående utdanning er betydelig lavere for 26-27-åringer som har vært ledige i minst 6 måneder, sammenlignet med 23-24-åringer.

*Tabell 7: FF-estimat for effekten av ungdomsgarantien for langtidsledig ungdom på ulike tidspunkt. Den avhengige variabelen er pågående og fullført utdanning i løpet av en fire års periode*

	23-24 åringer		26-27 åringer		FF estimat	FF st.av. <sup>1</sup>	Endring i (%) <sup>2</sup>
	Høst 97	Høst 99	Høst 97	Høst 99			
Paagutd1	0,213	0,173	0,194	0,150	-0,005	0,014	-2,12
Paagutd2	0,173	0,153	0,143	0,130	0,008	0,013	4,57
Paagutd3	0,147	0,111	0,122	0,086	0,000	0,012	0,13
Paagutd4	0,139	0,086	0,105	0,076	<b>0,025</b>	0,011	21,62
Fullfudt1	0,113	0,105	0,108	0,083	-0,017	0,011	-12,74
Fullfudt2	0,089	0,086	0,073	0,076	0,005	0,010	6,19
Fullfudt3	0,072	0,065	0,062	0,056	0,002	0,009	2,83
Fullfudt4	0,079	0,061	0,059	0,058	<b>0,018</b>	0,009	29,45

	23-24 åringer		26-27 åringer		FF estimat	FF st.av. <sup>1</sup>	Endring i (%) <sup>2</sup>
	Vår 98	Vår 99	Vår 98	Vår 99			
Paagutd1	0,151	0,159	0,147	0,143	-0,012	0,016	-7,47
Paagutd2	0,135	0,132	0,128	0,121	-0,004	0,015	-3,10
Paagutd3	0,123	0,097	0,115	0,093	0,004	0,014	3,26
Paagutd4	0,087	0,082	0,081	0,077	0,001	0,012	1,23
Fullfudt1	0,079	0,100	0,082	0,075	<b>-0,027</b>	0,013	-25,42
Fullfudt2	0,075	0,083	0,074	0,077	-0,004	0,012	-5,42
Fullfudt3	0,070	0,058	0,066	0,060	0,005	0,011	7,95
Fullfudt4	0,049	0,054	0,049	0,056	0,003	0,010	5,63

Note: se tabell 2

Tabell 7 viser en blandet effekt av ungdomsgarantien på utdanning for langtidsledige. Som for alle ledige, er effekten på fullført utdanning negativ første året, men den er ikke vedvarende. Ungdomsgarantien ser ikke ut til å ha en negativ effekt på utdanning på sikt. Det er faktisk slik at trenden kan se ut til å snu og kanskje til og med bli positiv i et fireårsperspektiv i følge resultatene fra den øvre del av tabell 7.

## 5.4 Effekt på status som trygdet

Ungdomsgarantien innebærer tettere oppfølging av ungdom uten jobb og utdanning, tilbud om tiltak og forventninger om at de skal delta på tiltak. Det å delta på tiltak kan redusere motivasjonen og interessen for å finne en jobb selv, og mer generelt: interessen for å jobbe. I stedet for at tilbudene fra arbeidsmarkedsetaten er en inngangsdør til arbeidsmarkedet, kan et massivt tilbud – som ungdomsgarantien kan framstå som - bidra til å holde de unge borte fra arbeidsmarkedet. Når arbeidsmarkedstiltak mislykkes, kan de virke passiviserende, og dette kan også være en mulig effekt av ungdomsgarantien.

Tabellene 8 og 9 viser resultatene fra tilsvarende analyser som overfor, men nå er utfallsvariabelen antall måneder i en eller annen trygdetilstand i løpet av første året, første og andre året til sammen, og første, andre og tredje året til sammen.

Utfallet trygdet er spesifisert på to måter: I den ene omfatter trygd det å motta rehabiliteringspenger, attføringspenger, attføringstiltak, sosialhjelp og/eller uførepensjon i løpet av måneden. I den andre er status som trygdet utvidet til å gjelde også de som mottar dagpenger under arbeidsløshet.

Tabell 8 viser resultatene for utvalg 1, dvs. ungdom som har opplevd ledighet eller tiltak i løpet av det siste året før utfallet undersøkes. Første celle viser at 23-24-åringer var to og en halv måned på trygd i gjennomsnitt i løpet av første året. Slik det framkommer av første linje, er andelen på trygd svært stabil over tid og aldersgruppe. Dersom man ser på antall måneder på trygd og på dagpenger til sammen, øker antall måneder til det dobbelte. Nederste linje i øverste del av tabell 8 viser at i løpet av en toårsperiode er antall måneder på trygd eller dagpenger på nærmere ett år. Effekten av ungdomsgarantien på varighet i trygd er signifikant negativ kun dersom dagpenger medregnes. Maksimal effekt er en reduksjon på om lag 5 prosent (siste del av tabell 8). Dette er et tegn på at ungdomsgarantien bidrar til å redusere trygdebruk blant ungdom.

*Tabell 8: FF-estimat for effekten av ungdomsgarantien for ledige og tiltaksdeltakere ungdom på ulike tidspunkt. Den avhengige variabelen er antall måneder på trygd i løpet av ett, to eller tre år*

	23-24 åringer		26-27 åringer		FF estimat	FF st.av. <sup>1</sup>	Endring i (%) <sup>2</sup>
	Høst 97	Høst 99	Høst 97	Høst 99			
Trygd1	2,555	2,718	2,364	2,495	-0,03	0,12	-1,27
Trygd2	4,628	5,055	4,395	4,696	-0,13	0,16	-2,64
Trygd1+DP1	5,657	5,946	6,284	6,401	-0,17	0,13	-2,95
Trygd2+DP2	9,004	9,384	10,465	10,544	-0,30	0,16	-3,24
	23-24 åringer		26-27 åringer		FF estimat	FF st.av. <sup>1</sup>	Endring i (%) <sup>2</sup>
	Vår 98	Vår 99	Vår 98	Vår 99			
Trygd1	2,314	2,503	2,250	2,360	-0,08	0,11	-3,29
Trygd2	4,395	4,787	4,353	4,538	-0,21	0,21	-4,50
Trygd3	6,509	7,032	6,570	6,750	-0,34	0,31	-4,99
Trygd1+DP1	4,632	5,173	5,049	5,377	-0,21	0,12	-4,38
Trygd2+DP2	7,911	8,935	8,483	9,070	-0,44	0,22	-5,23
Trygd3+DP3	11,158	12,375	11,855	12,457	-0,61	0,31	-5,22

Note: se tabell 2

*Tabell 9: FF-estimat for effekten av ungdomsgarantien for langtidsledig ungdom på ulike tidspunkt. Den avhengige variabelen er antall måneder på trygd i løpet av en to-tre års periode*

	23-24 åringer		26-27 åringer		FF estimat	FF st.av. <sup>1</sup>	Endring i (%) <sup>2</sup>
	Høst 97	Høst 99	Høst 97	Høst 99			
Trygd1	2,320	2,573	2,282	2,303	-0,23	0,14	-9,13
Trygd2	4,371	4,944	4,440	4,619	-0,39	0,20	-8,28
Trygd1+DP1	4,589	5,186	4,873	5,064	-0,41	0,17	-8,13
Trygd2+DP2	7,669	9,079	8,193	8,909	-0,69	0,22	-8,30
	23-24 åringer		26-27 åringer		FF estimat	FF st.av. <sup>1</sup>	Endring i (%) <sup>2</sup>
	Vår 98	Vår 99	Vår 98	Vår 99			
Trygd1	2,623	2,908	2,432	2,515	-0,20	0,19	-6,94
Trygd2	5,106	5,761	4,777	4,979	-0,45	0,35	-7,98
Trygd3	7,621	8,469	7,268	7,504	-0,61	0,52	-7,43
Trygd1+DP1	4,878	5,418	4,983	5,383	-0,14	0,20	-2,59
Trygd2+DP2	8,638	9,646	8,621	9,358	-0,27	0,36	-2,92
Trygd3+DP3	12,376	13,531	12,264	12,962	-0,46	0,52	-3,56

Note: se tabell 2

Til slutt i tabell 9 ser vi på tilsvarende for ungdom som har vært ledige i minst 6 måneder i løpet av siste året, som er målgruppen for ungdomsgarantien. Her ser vi at ungdomsgarantien har bidratt til å redusere tiden på trygd for langtidsledige i større grad enn for alle ledige, og kraftigere det andre året enn det første året. En reduksjon i trygdeytelser er i tråd med formålet med ungdomsgarantien. Effekten er på nesten 10 prosents reduksjon i antall måneder på trygd. Effekten er i samme størrelsesorden når dagpenger inkluderes i trygdetilstand. Resultatene vist siste del av tabell 9 indikerer at effekten svekkes mot slutten av garantiperioden.





---

## Effekt av ungdomsgarantien: Forløpsanalyse

I dette avsnittet presenteres resultater fra en alternativ analyse, der vi bruker en hasardratemodell med konkurrerende risikoer. Slike modeller brukes mye i analyser av arbeidstakeratferd, og er særlig egnet til evaluering av kausale effekter på overgangssannsynligheter, se f.eks. Røed og Raaum (2003) og Zhang (2003) for nærmere informasjon.

Vi tar utgangspunkt i at arbeidsløse arbeidssøkere til en hver tid står overfor flere alternative bevegelser eller potensielle overganger (begivenheter). Overgangen kan være å få (ta) arbeid, delta på arbeidsmarkedstiltak, gå over til trygd eller sosialhjelp, eller å starte en ordinær utdanning. Sannsynlighetene for at disse ulike begivenhetene skal finne sted avhenger naturligvis av mange forhold. I denne analysen kontrollerer vi for observerte individkjenntegn som alder, kjønn, nasjonalitet og utdanning, uobserverte faktorer som motivasjon og innsats; samt hendelser knyttet til kalendertid og konjunkturer.

Varighet av pågående ledighet kan også være av betydning for overgangen fra ledighet til andre tilstander. Det observeres ofte at jo lengre ledigheten allerede har vart, jo vanskeligere kan det være å finne en ordinær jobb. Det kan skyldes humankapitalsslitasje, dvs. at ledige blir mindre produktive jo lengre de er ute av arbeid. Andre forklaringer kan være at ledighet blir mindre avskrekkende med tiden, slik at man er mindre motivert til å søke arbeid etter langvarig ledighet (demoralisering). Effekten kan også skyldes statistisk diskriminering; arbeidsgivere vil nødige ansette langtidsledige – for sikkerhets skyld.

I analysene som presenteres i dette avsnittet, har vi forsøkt å ta hensyn til flest mulig av disse faktorene. I tillegg har vi spesifisert ungdomsgarantien som en forklaringsvariabel, med en mulig effekt på overgangssannsynlighetene i likhet som andre kovariater. Skulle ungdomsgarantien virke etter hensikten, vil vi få estimert en høyere sannsynlighet for overgang fra åpen ledighet *til tiltak*, og fra ledighet og tiltak *til jobb* for de som er omfattet av ungdomsgarantien, gitt alt annet er lik. Merk at det er de samme «naturlig-eksperiment» egenskapene ved ungdomsgarantien som benyttes i forløpsana-

lysen som vi benyttet ved beregning av FF-estimatorene, ettersom både stabile alderseffekter og «felles» kalendertidseffekter blir fanget opp av andre forklaringsvariabler i modellen.

I analysene tar vi utgangspunkt i personer som er i aldersgruppen 20-30 år ved start av et ledighetsforløp. Et ledighetsforløp starter med en registrering som helt ledig i SOFA-søkerregisteret. Et *nytt* forløp forutsetter at vedkommende ikke har vært i registeret de sist 3 månedene før startpunktet. Vi fokuserer altså på nye forløp for hvert unge individ.

Vi følger ledighetsforløpet – måned for måned - inntil det skjer en eller annen overgang fra status som helt ledig til en annen tilstand, for eksempel registrert jobb, en eller annen form av trygd, til ordinær utdanning, eller ordinært arbeidsmarkedstiltak. Overganger til jobb, trygd og utdanning er antatt til å være absorberende, dvs. at forløpet slutter hvis en av de tre overgangene finner sted. 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 utover vår analyseperiode, dvs. desember 2003. Skulle forløpet vare til desember 2003 uten en overgang, blir det sensurert, dvs. at vi legger til grunn at forløpet varte til minst dette tidspunktet, men at vi ikke kjenner den eksakte varigheten eller måten det ble avsluttet på. Forløpet blir også sensurert hvis det varer over 36 måneder.

Alle tiltak har i praksis begrenset varighet. Men informasjon om planlagt varighet av hvert enkelt tiltak er ikke tilgjengelig i SOFA-registeret eller andre datakilder som vi besitter. Derfor må vi gjøre noen antagelser om tiltaksvarighet. Det er to måter å modellere varigheten av tiltak: Røed og Raaum (2003) har modellert varigheten som eksogen, dvs., at tiltak har en bestemt varighet som vi (som forskere) ikke kan observere. Når et tiltak er avsluttet, vender deltakere tilbake til status som helt ledig. Zhang (2003) har på sin side modellert denne tilbakevendingen til helt ledig som en egen overgang, og dermed gjort en antagelse om at varigheten til tiltak er endogent bestemt under forløp. Begge måter har vist seg å gi fornuftige resultater, selv om Røed og Raaum (2003) er noe enklere i praksis. I denne analysen har vi brukt samme metode som i Røed og Raaum (2003), nemlig at vi antar at tiltak har en eksogent bestemt varighet.

Vi modellerer månedlige overgangssannsynligheter ved komplementær log-log form:

$$(2) \quad h_{jkd} = \left( 1 - \exp\left(-\sum_k \exp(\lambda_{jkd} + \sigma_{kt} + \mathbf{X}_{jkt}'\beta_k + \delta_k U_t + \gamma_k U_t \times LTL_t + \mu_k)\right)\right) \\ \times \frac{\exp(\lambda_{jkd} + \sigma_{kt} + \mathbf{X}_{jkt}'\beta_k + \delta_k U_t + \gamma_k U_t \times LTL_t + \mu_k)}{\sum_k \exp(\lambda_{jkd} + \sigma_{kt} + \mathbf{X}_{jkt}'\beta_k + \delta_k U_t + \gamma_k U_t \times LTL_t + \mu_k)}$$

hvor  $\mathbf{X}_{jkt}$  er individkjenntegner f.eks. alder, kjønn, utdanning osv. De kan være tidsvarierende og endrer sine verdier under forløp.  $\lambda_{jkd}$  er effekter av varighet av selve forløp målt i måneder.  $\sigma_{kt}$  er effekter av kalendertid og er ment til å fange opp konjunktur- og sesongvariasjoner.  $\mu_k$  er effekten av individuelle egenskaper som ikke kan observeres av forskeren. Det er også antatt at de er ukorrelert med  $\mathbf{X}_{jkt}$  og at de er tidskonstante. Variabelen  $U_t$  er en dummy-variabel som indikerer at man er omfattet av den utvidede ungdomsgarantien (dvs. at individet er mellom 20-24 år i perioden september 1995 – mai 1998), og  $LTL_1$  er en dummy-variabel som indikerer at man er langtidsledig (har vært ledig i minst seks måneder). Ved samspillsleddet mellom ungdomsgaranti og langtidsledighet kan vi avdekke eventuelle særskilte effekter for langtidsledige.

Dette er en såkalt blandet proporsjonal konkurrerende hasardmodell. Argumentet for bruk av komplementær log-log formulering av overgangssannsynlighetene er bl.a. at denne type modelleringen kan utledes direkte fra en modell i kontinuerlig tid, og at estimatene knyttet til individuelle forklaringsvariabler er uavhengige av hva slags tidsperioder som benyttes i analysen. Det gir også opphav til lett tolkbare parametre. Kontinuerlige forklaringsvariabler inkluderes i modellen på logaritmisk form, hvilket innebærer at koeffisientene knyttet til disse variablene tilnærmet reflekterer prosentvis endring i overgangssannsynlighetene som følger av en en-prosents endring av forklaringsvariablene. For de binære variablene vil eksponentialfunksjonen av parameterestimatene reflektere det relative forholdet mellom overgangssannsynlighetene for en som har verdien én og en som har verdien null på de aktuelle variablene.

Det er viktig å understreke betydningen av uobserverte individkjenntegn (uobservert heterogenitet) for de estimerte modellparametrene. Som påpekt av Heckman og Singer (1984) vil ukontrollert uobservert heterogenitet skape skjevhet i estimerte parametre, i form av negativ varighetsavhengighet og skjeve estimatorer mot null for de andre modellparametrene. Derfor er det svært viktig å kontrollere for uobservert heterogenitet i selve modelleringen og i estimeringen. Vi bruker en ikke-parametrisk funksjonsform for å kunne modellere uobservert heterogenitet som foreslått av Heckman og Singer (1984). Ved antagelsen om proporsjonalitet i hasardmodellen, har Albring og van den Berg (2003) bevist at den blandete proporsjonale konkurrerende hasardmodellen er identifisert. Gaure, Røed og Zhang (2005) og Zhang (2003) har gjennom Monte Carlo-studiet vist egenskaper og identifikasjon av kausale effekter i denne typen hasardmodeller.

Vårt datamateriale består av totalt 219681 individuelle forløp som utgjør 1 038 004 månedlige observasjoner. Gjennomsnittlig varighet av et forløp er da om lag 4,73 måneder. Tabell 10 viser beskrivende statistikk for estimeringsut-

valget. Selve estimeringsmetoden for denne typen hasardmodeller er beskrevet i detalj i Zhang (2003). Det er totalt over 900 modellparametre å estimere. Optimalt antall støttepunkter for uobservert heterogenitet funnet ved maksimalt *likelihood*, er 6.

Tabell 11 viser estimerte strukturparametre for hasardmodellen for utvalget beskrevet ovenfor. De estimerte parametrene viser den proporsjonale effekten (på hasardratene) av en partiell endring av kovariatene.

*Tabell 10: Beskrivende statistikk for estimeringsutvalget*

	Antall	Prosent
Antall forløp	219681	
Antall månedlig observasjoner	1038004	
Gjennomsnittlig varighet (mnd)	4,70	
Mann	127856	58,20
Gift og sambo	28269	12,87
Innvandrer	23464	10,68
Ikke-OECD-innvandrer	11824	5,38
Alder ved start av forløp		
20	30765	14,00
21	28815	13,12
22	23187	10,55
23	20773	9,46
24	19601	8,92
25	18983	8,64
26	17929	8,16
27	16853	7,67
28	15272	6,95
29	14279	6,50
30	13224	6,02
Utdanning		
<=10 år	17661	8,04
11 år	37826	17,22
12 år	29140	13,26
13 år	90262	41,09
14-17 år	32799	14,93
>= 18 år	11419	5,20
Ukjent	574	0,26
Antall individer som er omfattet av ungdomsgarantien ved start av forløp	25617	

Tabell 11: Effekter av ungdomsgarantien basert på forløpsanalyse. Overganger fra ledighet til jobb, tiltak, trygd og utdanning. Estimerte strukturparametre

Starter alder ≤30	Jobb		Tiltak		Trygd		Utdanning	
	est	St.av.	est	std err	est	St. av.	est	St. av.
Alder 20	0,1676	0,0156	0,1321	0,0288	-0,4818	0,0573	0,7950	0,0413
21	0,1995	0,0143	0,0698	0,0269	-0,2629	0,0494	0,5983	0,0395
22	0,1615	0,0142	0,0913	0,0266	-0,1183	0,0480	0,4248	0,0395
23	0,0993	0,0140	0,0604	0,0266	-0,0946	0,0476	0,2759	0,0397
24	0,0433	0,0138	0,0299	0,0264	-0,0638	0,0471	0,1039	0,0413
26	-0,0801	0,0137	-0,0415	0,0269	-0,0962	0,0459	-0,1303	0,0443
27	-0,1530	0,0143	-0,0658	0,0279	-0,1390	0,0474	-0,3188	0,0485
28	-0,1981	0,0149	-0,0418	0,0288	-0,0998	0,0488	-0,3339	0,0522
29	-0,2808	0,0158	-0,0405	0,0301	-0,0805	0,0502	-0,5148	0,0588
30	-0,3092	0,0165	-0,0375	0,0315	-0,0467	0,0517	-0,5876	0,0640
31+	-0,3599	0,0238	0,0397	0,0425	-0,0206	0,0613	-0,7715	0,1034
utdanning ≤10år	-0,5138	0,0131	-0,2507	0,0212	0,5054	0,0376	-1,4022	0,0478
11 år	-0,4287	0,0101	0,0369	0,0157	0,5422	0,0312	-1,4935	0,0380
12 år	-0,1894	0,0096	0,0616	0,0172	0,3888	0,0335	-0,9439	0,0326
14-17 år	0,1664	0,0095	-0,2474	0,0207	-0,3022	0,0459	0,9093	0,0198
≥18 år	0,0482	0,0151	-0,3252	0,0301	0,1329	0,0518	-0,1728	0,0477
Ukjent	0,0219	0,0637	-0,4844	0,1880	-0,3168	0,3994	-0,4788	0,3549
Sør Norge	0,0010	0,0092	0,0653	0,0171	0,0886	0,0303	0,0769	0,0245
Vest Norge	-0,0092	0,0087	0,1440	0,0163	-0,1564	0,0307	0,0800	0,0233
Mid Norge	0,0961	0,0085	0,0203	0,0164	-0,0567	0,0303	0,1868	0,0219
Nord Norge	0,0944	0,0095	0,1543	0,0178	0,1451	0,0309	0,1456	0,0253
Ikke-OECD_innv.	-0,0491	0,0135	-0,0007	0,0256	0,0292	0,0447	-0,0089	0,0350
gift og sambo	-0,0687	0,0093	-0,1169	0,0180	-0,2602	0,0308	-0,5486	0,0409
ikke OECD innvandre	-0,4429	0,0201	0,0884	0,0342	-0,1744	0,0587	-0,4823	0,0568
antall år med positive pensjonspoeng	0,0602	0,0017	-0,0329	0,0029	-0,0193	0,0049	-0,0673	0,0051
kjønn, 1=man	-0,0169	0,0063	0,0713	0,0119	-0,0849	0,0211	0,4535	0,0191
unggaranti	0,0385	0,0144	0,1112	0,0273	-0,0415	0,0509	0,0163	0,0445
langunggaranti	0,0627	0,0205	0,1872	0,0366	0,0661	0,0576	0,0793	0,0540

Noter:

1. Maksimert loglikelihood er oppnådd ved 6 støttepunkter for uobservert heterogenitet.
2. Modellen kontrollerer for varighetsavhengighet og kalendertidsvariasjoner.

De viktigste estimatene i denne tabellen er knyttet til variablene «unggaranti» ( $U_i=1$ ) og til «langunggaranti» ( $U_i=1$  og  $LTL_i=1$ ). Vi ser at estimert effekt av unggaranti er signifikant positiv både for overganger til tiltak og til ordinært arbeid. Analyseresultatene viser også at ungdomsgarantien hadde klart sterkeste positive effekter for de langtidsledige (har vært ledig i minst 6 måneder (effekten for de langtidsledige måles ved summen av koeffisientene knyttet til «unggaranti» og «langunggaranti»). For arbeidssøkere som er omfattet av ungdomsgarantien, vil overgangsraten til tiltak (som tilnærmet kan tolkes som den månedlige sannsynligheten for å gå fra åpen ledighet til tiltak), i henhold

til vårt punktestimat, være 11,76 % høyere enn sannsynligheten for en som ikke er omfattet av ungdomsgarantien, alt annet er likt.<sup>3</sup> For de langtidsledige er effekten hele 34,77%. Når det gjelder overgangsraten til jobb innebærer våre punktestimater at ungdomsgarantien medførte en økning på 3,92% for korttidsledige og 10,65% for langtidsledige. Både tettere oppfølging og økt deltakelse i tiltak kan forklare en slik positiv effekt av ungdomsgarantien. Estimerte effekter av ungdomsgarantien på overganger til trygd og utdanning er ikke signifikante.

La oss kort se på de estimerte effektene av andre variabler i tabell 11. Estimerte effekter av aldersdummyer gir et nokså klart bilde: Jo eldre man er, jo lavere er overgangsraten fra ledighet til jobb. Samme alderseffekt finner vi for overgang til utdanning. Det er også tydelig at de unge har relativt større sannsynlighet for å delta på tiltak enn de som litt eldre. Estimatenes er nesten 10 ganger større for ungdom som er yngre enn 20 år enn for de som er 24 år. Generelt har unge lavere sannsynlighet for å gå over til trygd enn de som er eldre. De med lavere utdanningsnivå har lavere sannsynlighet for å ta utdanning. Samtidig har de med lite utdanning størst sannsynlighet for overgang til status som trygdet.

Innvandrere har lav sannsynlighet for å få jobb relativt til nordmenn, særlig ikke-OECD innvandrere. Samtidig har ikke-OECD innvandrere og innvandrere generelt lavere sannsynlighet for å ta utdanning.

Arbeidsmarkedserfaring målt i antall år med positiv opptjening av pensjonspoeng har vist seg å være viktig for alle typer overganger i arbeidsmarkedet. De med lengre arbeidsmarkedserfaring har større sjanse for å lykkes i arbeidsmarkedet, i form av høyere jobbsannsynlighet og lavere sannsynlighet for overgang til trygdestatus, alt annet er likt. Til slutt: Kvinner har bedre sjanser i arbeidsmarkedet enn menn, vurdert ut fra jobbsannsynlighet. Men menn har lavere tendens til å gå over på trygd enn kvinner.

---

3. Prosentvis beregning er gjort slik:  $(\exp(\text{estimator})-1) \cdot 100$ . Fordi de tallene er små, kan vi i praksis anta at  $(\exp(\text{estimator})-1) \cdot 100 \approx (\text{estimator}) \cdot 100$ . Men for de som er langtidsledige, kan prosentvis endring beregnes slik:

$$(\exp(\text{est.ungdomsgaranti}+\text{est.langunggaranti})-1) \cdot 100 \approx (\text{est.ungdomsgaranti}+\text{est.langunggaranti}) \cdot 100.$$

---

## Oppsummering og konklusjoner

Ungdomsgarantien for 20-24 åringer i perioden 1995-1998 var en forsterket innsats mot denne gruppen, mer enn det var en rettighetsbasert garanti om tiltak overfor langtidsledige i denne aldersgruppen. Vi har studert hvilke konsekvenser denne forsterkede innsatsen har hatt for ungdommers tilpasning på arbeidsmarkedet.

Ungdomsgarantien kan tenkes å påvirke ungdommens jobbmuligheter på minst tre måter: For det *første* vil selve eksistensen av et aktivt tiltaksapparat kunne påvirke jobbsøkernes atferd uavhengig av egen faktisk deltakelse. For eksempel kan det tenkes at arbeidskontorets krav og forventninger om tiltaksdeltakelse bidrar til å redusere insentivproblemene knyttet til utbetaling av dagpenger eller sosialhjelp. Arbeidskontorets krav innebærer at passivt stønadsmottak ikke lenger framstår som noe realistisk alternativ. For det *andre* kan selve tiltaksdeltakelsen innebære at jobbsøkeatferden endres. Hvis tiltaket er direkte innrettet mot jobbsøking, vil vi forvente økte jobbsjanser i tiltaksperioden (jobb-søke-kurs). Hvis tiltaket har form av et kompetansegivende kurs, forventer vi reduserte jobbsjanser i tiltaksperioden, ettersom mange vil ta en pause i jobbsøkeaktiviteten mens tiltaket pågår (innlåsnings-effekt). For det *tredje* forventer vi at gjennomføringen av et tiltak kan påvirke jobbsjansene etter at tiltaket er avsluttet. Hvis tiltaket har bidratt til å bedre deltakerens kompetanse, forventer vi at en slik etter-tiltaks-effekt er positiv. Den totale effekten av forsterket tiltaksinnsats (ungdomsgarantien) vil avhenge av hvordan disse ulike effektene samvirker. Ungdomsgarantien kan tenkes å påvirke sjansene for å begynne på en utdanning, for eksempel gjennom oppfølging, motivasjon og veiledning om ulike typer utdanninger.

Det kan også tenkes at ungdomsgarantien kan ha mindre heldige konsekvenser. Ungdomsgarantien innebærer tett oppfølging av ungdom uten jobb eller utdanning, det gis tilbud om tiltak og det er forventninger om at de skal delta på tiltak. Det å delta på tiltak kan redusere motivasjonen og interessen for å søke på tilgjengelige jobber, og mer generelt: interessen for å være yrkesaktiv. I stedet for at tilbudene fra Arbeidsmarkedsetaten er inngangsporter til arbeidsmarkedet, kan et omfattende sett av tilbud – som ungdomsgarantien kan betraktes som – bidra til å holde unge borte fra arbeidsmarkedet. Når ar-

beidsmarkedstiltak mislykkes, kan de virke passiviserende. Dette kan også være en mulig effekt av ungdomsgarantien.

Resultatene fra analysene - basert på FF-metoden i avsnitt 5 og forløpsanalysen i avsnitt 6 - er i hovedsak sammenfallende, men viser likevel noen forskjellige resultater for effektene av ungdomsgarantien. Totalinntrykket av analysene presentert på basis av FF-metoden i avsnitt 5 er at ungdomsgarantien hadde små effekter. Når det gjelder sannsynligheten for å delta på tiltak, finner vi imidlertid signifikant positive effekter for langtidsledige. Ungdomsgarantien bidro til at flere langtidsledige unge kom på tiltak og til større jobb-stabilitet for langtidsledige. Videre finner vi at ungdomsgarantien bidro til at færre unge ledige kom på trygd eller sosialhjelp. Disse resultatene må betegnes som positive og i tråd med formålet. På den annen side viser analysene i avsnitt 5 at ungdomsgarantien ikke førte til at flere tok utdanning.

Analysene presentert i avsnitt 6 gir tilsvarende resultater når det gjelder økt tiltaksdeltakelse for langtidsledige, men her er effekten signifikant positiv også for de som har vært ledige en kortere periode. Forløpsanalysene indikerer dessuten at ungdomsgarantien medførte en signifikant økning i overgangsraten fra arbeidsledighet til ordinær jobb. Forløpsanalysene gir ikke signifikant effekt av ungdomsgarantien når det gjelder sannsynligheten for overgang til trygd og sosialhjelp. Her er det med andre ord en viss forskjell mellom de to analysetypene; den ene gir signifikante effekter der den andre gir ikke-signifikante effekter (og vise versa)

Forskjellene kan ha mange forklaringer. FF-metoden utnytter bare en liten andel av informasjonen som ligger i datamaterialet. De analysene som er presentert her, omfatter bare et begrenset tidsintervall og et begrenset antall årskull av ungdom. I forløpsanalysen utnytter vi mye mer av variasjonen i materialet. Vi ser på utviklingen over hele elleveårsperioden fra 1993 til 2003, og utnytter informasjon om flere årskull (flere aldersgrupper). I forløpsanalysen tas det også hensyn til variasjon i observerte kjennetegn, slik at vi får tatt hensyn til mulige effekter av at sammensetning av tiltaks- og kontrollgruppene endret seg ulikt over tid.

Forløpsanalysene er basert på en såkalt proporsjonalitetsantagelse, dvs. at ulike forklaringsvariabler påvirker overgangintensiteten «like mye», uavhengig av verdien på andre forklaringsvariabler. Anvendt på et såpass rikholdig datamateriale, med forløp over mange år, kan dette være en sterk antagelse. FF-metoden er mer robust i den forstand at den ikke gjør forutsetninger om fordelinger, men baserer seg utelukkende på gjennomsnittstall.

Ut fra foreliggende analyser vil vi konkludere med at ungdomsgarantien har bidratt til økt deltakelse på arbeidsmarkedstiltak og økt overgang fra ledighet til jobb for dem som har vært omfattet av ordningen. Effektene er generelt svake men statistiske signifikante for mange grupper. Effektene er sterkest for unge langtidsledige, der det også er indikasjoner på høyere jobb-stabilitet for dem som omfattes av ungdomsgarantien. Vi finner ingen klare indikasjo-



---

ner på at ungdomsgarantien førte til at flere unge ledige tok ordinær utdanning. Når det gjelder andre typer av effekter, er det vanskeligere å trekke klare konklusjoner. Ungdomsgarantien kan ha ført til færre på trygd og sosialhjelp, men her er resultatene usikre.



---

## Litteratur

- Carling K. og L. Larsson (2005), *Does early intervention help the unemployed youth?* *Labour Economics*, Vol. 12, 301-319.
- Egge, M. (1998), *Ungdomsgarantien*. Fafo-rapport 259. Oslo: Forskningsstiftelens Fafo.
- Eldring, L. og J.B.Grøgaard (1996), *Evaluering av Næringslivets fadderordning og praksisplasstiltaket*. Fafo-rapport 194. Oslo: Forskningsstiftelens Fafo.
- Jensen, P., M. Rosholm og M. Svarer (2003), The response of youth unemployment to benefits, incentives, and sanctions. *European Journal of Political Economy* Vol. 19 (2003): 301-316
- Hardoy, I.(1994), *Lønnstilskuddsordninger i Norge. En evaluering*. Rapport 94:5, Oslo: Institutt for samfunnsforskning.
- Hardoy, I. (2003), *Effect Evaluation: Methods and Applications*. Dr. avhandling. Universitetet i Oslo.
- Lee, D. S. (2003), *Randomized Experiments from Non-Random Selection in U.S. House Elections*. NBER working paper # 8441.
- Nordström Skans, O. (2004), Scarring effects of the first labour market experience: A sibling based analysis. IFAU Working Paper 2004:14.
- Raaum, O., K. Røed og H. Torp (2002), Riktig satsing i arbeidsmarkedspolitikken? *Norsk Økonomisk Tidsskrift* 116 (2002): 167-184.
- Try, S. (1993), *Evaluering av arbeidsmarkedstiltak rettet mot unge ledige*. Rapport 93:17, Oslo: Institutt for samfunnsforskning.

# Institutt for samfunnsforskning

## Rapport 2006:4

<i>Forfatter/Author</i> Inés Hardoy, Knut Røed, Hege Torp og Tao Zhang
<i>Tittel/Title</i> Ungdomsgarantien for 20-24-åringene: Har den satt spor?
<i>Sammendrag</i> I perioden 1995-1998 ble det iverksatt en forsterket tiltaksinnsats rettet mot langtidsledig ungdom i aldersgruppen 20-24 år. I denne rapporten evalueres effektene av denne innsatsen på de berørte gruppenes tilbøyelighet til å delta på tiltak, til å skaffe seg ordinært arbeid og til å gjenoppta ordinær utdanning. Vi finner at den forsterkede tiltaksinnsatsen bidro til økt deltakelse på arbeidsmarkedstiltak og til raskere overgang fra ledighet til jobb. Effektene var sterkest for ungdom med ledighetsforløp på over seks måneder (som var den definerte målgruppen for den forsterkede innsatsen), men gjorde seg i noen grad også gjeldende for kortere forløp. Vi finner ingen indikasjoner på at den forsterkede tiltaksinnsatsen påvirket tilbøyeligheten til å gjenoppta ordinær utdanning.
<i>Emneord</i> Arbeidsmarkedstiltak, ungdomsgaranti, ungdomsledighet
<i>Summary</i> In the period from 1995 to 1998, the Norwegian Public Employment Service intensified its efforts to provide active labour market programmes (ALMP) to long-term unemployed youths aged 20-24 years. This strategy was labelled the 'extended youth guarantee', with reference to the standing obligation of providing such programmes for unemployed youths below the age of 20. The report evaluates effects of the increased supply of ALMP on actual participation in these programmes as well as on the rate at which job seekers found ordinary jobs or returned to ordinary education. We find that the intensified efforts raised actual programme participation and also led to a significant increase in the transition rate from unemployment to employment. The effects were strongest for long-term unemployed (which was defined as the target group for the intensified efforts), but there were also indications of favourable effects for short-term unemployed. There were no effects on the propensity to take up ordinary education.
<i>Index terms</i> Youth unemployment, treatment effects, active labour market programmes (ALMP)