

Harald Dale-Olsen,  
Marianne Røed og Pål Schøne

# Omfang av arbeidsmarkedstiltak: Betyr det noe?

Harald Dale-Olsen,  
Marianne Røed og Pål Schøne

---

Omfang av arbeidsmarkedstiltak:  
Betyr det noe?

Institutt for samfunnsforskning

---

Oslo 2006

© ISF 2006  
Rapport 2006:12

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

ISBN: 978-82-7763-236-0  
ISSN: 0333-3671

---

# Innhold

Innhold .....	3
Forord .....	5
1. Innledning: Problemstilling og bakgrunn .....	7
1.1 Arbeidsmarkedstiltak for ordinære jobbsøkere i Norge .....	10
1.2 Hvordan måle dimensjonering av tiltak? .....	11
1.3 Metodemessige utfordringer i analyser av tiltakseffekt og dimensjonering .....	12
1.4 Dimensjonering av norsk arbeidsmarkedspolitikk .....	16
1.5 Dimensjonering av aktive arbeidsmarkedstiltak i Norge og i andre land .....	22
2. Noen teoretiske betraktninger av dimensjonering og effekter av tiltak .....	29
2.1 Dimensjonering og tiltakseffektivitet på individnivå .....	30
2.2 Dimensjonering og tiltakseffekt på markedsnivå .....	35
3. Studier av tiltak fra andre land – hva kan vi lære om dimensjonering? .....	47
3.1 Mikrostudier av arbeidsmarkedstiltak: Effekt for individuelle arbeidsledige .....	48
3.2 Makrostudier av arbeidsmarkedstiltak: Nettoeffekt i hele arbeidsstyrken .....	56
3.3 Kriterier som brukes ved fastleggingen av tiltaksnivået i noen utvalgte land .....	61
4. Norske studier av tiltak .....	65
4.1 Nyere mikroanalyser av effekten av arbeidsmarkedstiltak på sysselsetting og lønn .....	65
4.2 Analyser av dimensjonering av tiltak og lønnsdannelse .....	69
4.3 Aktive arbeidsmarkedstiltak og matching .....	70
4.4 Evaluering av aetats service-erklæringer .....	71



5. Effekter av dimensjonering av tiltak på ledighet i Norge .....	73
5.1 Innledning .....	73
5.2 Beveridge-kurven – en teoretisk motivasjon for sammenhengen mellom ledighet og vakanser.....	74
5.3 Økonometriske modeller .....	77
5.4 Data .....	83
5.5 Empiriske resultater.....	85
5.6 Oppsummering og diskusjon.....	94
6. Avslutning .....	97
Appendiks A: Appendiks til kapittel 1.....	101
Appendiks B: Appendiks til kapittel 5.....	105
Litteratur .....	123

---

## Forord

Denne rapporten presenterer resultater fra prosjektet ”Analyse av dimensjonering av arbeidsmarkedstiltak for ordinære arbeidssøkere”, finansiert av Arbeids- og inkluderingsdepartementet. Enkelte av resultatene er rapporteringer fra prosjektene ”Medvirkning, inkludering og belønning”, finansiert av Norges forskningsråd, og ISF-prosjektet ”Konkurransforhold på arbeidsmarkedet”. Takk til Erling Barth, Inés Hardoy og deltakere på arbeidsmarkedsgruppens seminarer for kommentarer til tidligere utkast. Takk også til Knut Røed og Oddbjørn Raaum for kommentarer og råd underveis i arbeidet. Til slutt en takk til Ragnhild Cecilie Haugen for bidrag til den empiriske analysen i kapittel 5 og til Kjersti Misje Nilsen for utarbeiding av tabeller i appendiks.

Harald Dale-Olsen, Marianne Røed og Pål Schøne  
Oslo, oktober 2006



---

## Innledning: Problemstilling og bakgrunn

I Norge har det vært relativt bred politisk enighet om å satse på en aktiv arbeidsmarkedspolitikk. Denne kjennetegnes ved et stort innslag av aktive arbeidsmarkedstiltak relativt til passiv utbetaling av dagpenger til ledige arbeidssøkere.

Målsettingen med denne aktive arbeidsmarkedspolitikken er å bedre sysselsettings- og lønnsutviklingen i arbeidsstyrken, og å bidra til høy arbeidsstyrkedeltakelse i befolkningen. Virkemiddelet er å tilby de arbeidsledige rådgivning, opplæring og/eller arbeidserfaring – tiltak som øker deres produktivitet og arbeidsevne og dermed gir mulighet og motivasjon til å finne akseptable jobber.

Sammen med Sverige har Norge vært blant de OECD-landene som, relativt til passive ytelser, har bevilget mest til aktive arbeidsmarkedstiltak for ordinære og yrkeshemmede arbeidssøkere. I Norge økte det absolutte tiltaksomfanget for ordinære jobbsøkere sterkt i første halvdel av 1990-tallet. Denne økningen kom i kjølvannet av en kraftig økning i arbeidsledigheten på slutten av 1980-tallet. Senere har antallet ordinære jobbsøkere på arbeidsmarkedstiltak sunket betraktelig, både absolutt og relativt i forhold til antall arbeidsledige. I denne perioden har imidlertid omfanget av tiltak for yrkeshemmede arbeidssøkere blitt trappet kraftig opp (Hardoy et al. 2006a). Den aktive norske arbeidsmarkedspolitikken har med andre ord gjennomgått betydelige endringer når det gjelder dimensjonering i løpet av de siste femten årene.

Hensikten med denne rapporten er først og fremst å diskutere og analysere dimensjoneringen av den *aktive arbeidsmarkedspolitikken for ordinære jobbsøkere*. Det vil si at vi vil belyse sammenhenger mellom selve dimensjoneringen og effektiviteten i de virkemidlene denne politikken omfatter. Er det slik at det aggregerte nivået på ressursinnsatsen påvirker tiltakseffekten for den enkelte deltaker og for sysselsettingsutviklingen i hele arbeidsstyrken?

Vi belyser denne hovedproblemstillingen ved å gjennomgå relevant forskningslitteratur og ved å gjennomføre statistiske analyser basert på data om arbeidsmarkedstiltak og sysselsettingsutvikling i norske kommuner og fylker. Videre skal vi, på denne bakgrunn, drøfte kriterier for dimensjoneringen og innretningen av den aktive arbeidsmarkedspolitikken.

Også utenfor Norden har det siden begynnelsen av 1990-tallet blitt lagt større vekt på å føre en aktiv arbeidsmarkedspolitikk. Bevilgninger til aktive tiltak som andel av offentlige utgifter til arbeidsmarkedsformål (f.eks. arbeidsledighetstrygd) økte fra 34 til 40 prosent fra 1994 til 2002 i OECD-området (OECD 2006). Både OECD og EU har som organisasjoner tatt initiativ og gitt sin tilslutning til denne politikken, blant annet gjennom OECDs ”Jobs strategy” fra 1994 og EUs ”Employment Guidelines” fra 1997.

I de senere årene har politikernes og beslutningstakernes fokusering dreid mot *effektivisering* av arbeidsmarkedspolitikken for den enkelte deltaker. Det vil si at man er blitt mer opptatt av å bedre organiseringen av arbeidsmarkedspolitikken, og mindre opptatt av å øke omfanget per se. Denne dreiningen er nok delvis et resultat av at mange kvantitative studier av sysselsettingsutviklingen tyder på at de aktive arbeidsmarkedstiltakene har vært lite effektive (Calmfors et al. 2002).

Denne nyorienteringen kommer til uttrykk i anbefalingene fra OECD (OECD 2006). Der foreslås blant annet følgende: i) Økt innsats for å tilpasse virkemidlene til individuelle arbeidssøkeres behov og problemer. Dette innebærer blant annet mer ”skreddersydde” opplegg med kombinasjoner av konsultasjon, opplæring og andre aktiviteter for få arbeidssøkeren raskt tilbake i jobb. ii) Større fokusering på testing og overvåkning av arbeidssøkernes tilgjengelighet, blant annet ved å introdusere strengere krav til jobbsøking. iii) Tidlig intervensjon i arbeidsledighetsforløpet og krav om tiltaksdeltakelse. iv) Mer effektiv koordinering av arbeidsoppgavene mellom etater som arbeider mot arbeidsledige.

Spørsmålet om hvor stor ressursinnsatsen til aktive tiltak skal være, har selvsagt sammenheng med hvor godt tiltakene virker for den enkelte tiltaksdeltaker. I Stortingsmelding nr. 19 (2003–2004): *Et velfungerende arbeidsmarked*, står det følgende: ”Omfang og bruk av ulike tiltak for den enkelte arbeidssøker eller yrkeshemmede skal vurderes i forhold til bidraget tiltaket kan gi til å bedre mulighetene til å komme i jobb.” Den samlede sysselsettingseffekten av aktive arbeidsmarkedstiltak er imidlertid et resultat av flere mekanismer enn at deltakere eventuelt blir mer effektive jobbsøkere og/eller mer produktive arbeidstakere. Virkninger kommer også via endringer i atferden til arbeidsledige ikke-deltakere, effekt på arbeidsgivernes rekrutteringsatferd (tiltaksdeltakere kan fortrenge ordinære jobbsøkere) og via lønnsdannelsen. Selv om effekten av arbeidsmarkedstiltak er positive for den enkelte deltaker, er retningen på den samlede effekten for sysselsettingsutviklingen i arbeidsstyrken ikke entydig. Denne må fastslås gjennom empiriske studier og kan variere med de institusjonelle og økonomiske rammebetingelsene. I kapittel 2 diskuterer vi hvordan den aktive arbeidsmarkedspolitikken virker gjennom de forskjellige mekanismene og hvordan selve dimensjoneringen kan påvirke styrken og retningen på den effekten som oppstår.

Fra tidlig på 1990-tallet er det blitt gjennomført en lang rekke studier både i Norge og i andre OECD-land av den aktive arbeidsmarkedspolitikken effekt i forhold til målsettingene.<sup>1</sup> En klar majoritet av disse studiene har analysert effekten på *mikronivå*, først og fremst hvilken effekt tiltaksdeltakelse har på senere jobb- eller lønnsutvikling. Svært kort oppsummert er det samlede inntrykket av denne forskningen at effekten av en del typer tiltak er svært usikker, noen har mer veldokumentert positiv effekt, mens andre ikke virker eller har en direkte negativ effekt på deltakernes sjanser på arbeidsmarkedet. Ingen av disse mikrostudiene analyserer så vidt vi vet betydningene av det aggregerte tiltaksnivået.

Det er også gjennomført en del analyser på makronivå/aggregert nivå av sammenhengen mellom sysselsettingsutviklingen – for eksempel arbeidsledighetsraten i et land eller en region (fylke, kommune) – og omfanget (dimensjoneringen) av den aktive arbeidsmarkedspolitikken. Denne typen analyser forsøker å svare på spørsmålet om en sterkere satsing på aktive arbeidsmarkedstiltak bedrer sysselsettingsutviklingen i arbeidsstyrken.<sup>2</sup> I alle disse studiene antar man imidlertid at det er en lineær sammenheng mellom dimensjonering og effekt. Når en slik forenklet sammenheng gjør seg gjeldende, blir policy-implikasjonene også – i prinsippet – enkle: Hvis arbeidsmarkedstiltak har en positiv effekt, bør omfanget økes til alle arbeidsledige er på tiltak. I motsatt fall bør ingen arbeidsledige delta. Disse studiene tar med andre ord ikke opp diskusjonen om det er en sammenheng mellom dimensjoneringen og den marginale effekten av aktiv arbeidsmarkedspolitikk. Det de analyserer, er den gjennomsnittelige effekten av å øke innsatsen for de tiltaksnivåene som observeres. Resultatene fra disse studiene gir ingen informasjon om i hvilken grad effektiviteten i virkemidlene avtar eller tiltar med dimensjoneringen og er derfor lite egnet til å gi politikkerne råd angående det optimale nivået for den aktive arbeidsmarkedspolitikken.

I de kvantitative analysene som gjennomføres i denne rapporten, basert på variasjoner i tiltaksomfanget mellom norske fylker (kommuner), forsøker vi å inkludere denne dimensjoneringsproblemstillingen i de statistiske prosedyrene.

Rapporten er disponert på følgende måte: I resten av dette kapitlet gir vi først en kort beskrivelse av ulike typer aktive arbeidsmarkedstiltak. Deretter avklares begrepet dimensjonering, og det gis en beskrivelse av utviklingen i den norske aktive arbeidsmarkedspolitikken med hensyn til nivå og innhold. Kapittel 1 avsluttes med en skisse av de sentrale metodeproblemer knyttet til

1. For en oversikt, se f.eks. Heckman et al. (1999), Martin og Grubb (2001), Calmfors et al. (2002), Kluve (2006). Disse studiene vil bli omtalt senere i rapporten.
2. Blant disse er det tre norske studier som vi kommer tilbake til i kapittel 4: Raaum og Wulfsberg (1997), Nymoen og Rødseth (1999) og Johansen (2004).

effektevalueringer av arbeidsmarkedstiltak. I kapittel 2 presenteres økonomisk teori om tiltakenes virkemåter på mikro- og makronivå, og det drøftes hvordan disse kan påvirkes av selve dimensjoneringen. Kapittel 3 og kapittel 4 gir en beskrivelse av relevant litteratur fra andre land og fra Norge. I kapittel 5 presenteres den kvantitative analysen av sammenhengen mellom sysselsetningsutviklingen og tiltaksomfanget. Kapittel 6 oppsummerer.

## 1.1 Arbeidsmarkedstiltak for ordinære jobbsøkere i Norge

En ordinær jobbsøker er definert som en person som søker inntektsgivende arbeid gjennom arbeids- og velferdsetaten, som er arbeidsfør og ellers disponibel for det arbeidet som søkes. Mer spesifikt omfatter ordinære jobbsøkere personer som tilhører følgende grupper:

- Helt ledige (alle ordinære jobbsøkere som har vært uten inntektsgivende arbeid de siste to ukene).
- Ordinære tiltaksdeltakere.
- Delvis sysselsatte (alle ordinære jobbsøkere som har hatt arbeid i løpet av de siste to ukene, dog mindre enn normal arbeidstid, og som søker arbeid med lengre arbeidstid).
- Andre ordinære jobbsøkere (jobbsøkere som er i vanlig arbeid, og som søker ny jobb ved å registrere seg ved arbeids- og velferdsetaten).
- Permitterte arbeidssøkere (helt permitterte og delvis permitterte).

Hovedmålsettingen med arbeidsmarkedstiltak for ordinære jobbsøkere er gjennom opplæring å kvalifisere deltakerne til deltakelse på det ordinære arbeidsmarkedet. Opplæringen kan være rettet mot selve jobbsøkingen eller mot å tilpasse og/eller oppgradere de lediges kompetanse til arbeidsgivernes behov. Dette gjøres ved ulike former for klasseromsundervisning eller perioder med arbeidstrening og praksis i yrkeslivet.

Arbeidsmarkedsetaten deler arbeidsmarkedstiltakene for ordinære jobbsøkere inn i følgende hovedkategorier:

*Arbeidsmarkedopplæring (AMO)* skal bidra til at arbeidssøkere kvalifiseres til ledige jobber og/eller blir mer effektive arbeidssøkere. Tiltaket kan også brukes for å hindre utstøting av arbeidstakere som står i fare for å falle ut av arbeidslivet. Opplæring og oppfølging i jobbklubber faller inn under dette tiltaket, det gjør også kompetansehevende eller omskolerende undervisningsaktivitet. Deltakere på opplæringstiltak skal være over 19 år. Varigheten av opplæringstiltakene er inntil 10 måneder. Innholdet i AMO er endret en del over tid, i retning av kortere og mer yrkesrettede kurs. Fra tidlig på 1990-tallet

har AMO vært den typen tiltak som har vært klart mest brukt av arbeidsmarkedsetaten i Norge (se figur 1.2 nedenfor).

*Lønnstilskudd* er et formidlingstiltak som skal bidra til at utsatte grupper ansettes etter ordinære lønns- og arbeidsbetingelser. Aetat tilbyr et tidsbegrenset lønnstilskudd til arbeidsgivere som ansetter arbeidssøkere som har problemer med å komme inn på arbeidsmarkedet. Tiltaksdeltakerne skal utføre vanlig arbeid og ansettes etter ordinære lønns- og arbeidsbetingelser med sikte på et varig arbeidsforhold. Varighet på tidsperiode og prosentsats som refunderes, kan variere ut fra tiltaksdeltakeres behov. Ordinært lønnstilskudd kan maksimalt utgjøre 50 prosent av lønnen i inntil 12 måneder. Lønnstilskudd benyttes både i offentlig og privat sektor.

*Arbeidspraksis* skal gi tilrettelagt arbeidstrening med oppfølging. Dette skal bidra til å prøve ut den enkeltes muligheter på arbeidsmarkedet, gi arbeidserfaring og styrke mulighetene til å komme i arbeid eller utdanning. Det utarbeides en egen opplæringsplan for hver deltaker, som skal godkjennes av aetat lokalt. Tiltaket foregår enten på en vanlig arbeidsplass eller i skjermet virksomhet.

*Midlertidig sysselsettingstiltak* er for personer som står i fare for å bli varig utestengt fra arbeidslivet, eller som har problemer med å etablere seg på arbeidsmarkedet på grunn av manglende arbeidserfaring. Tiltaket gis i form av sysselsetting for langtidsledige og yrkeshemmede eller vikar plass.

*Bedriftsintern opplæring* skal styrke kompetansen til ansatte i bedrifter som har omstillings- eller strukturproblemer av omfattende karakter, eller støtte rekruttering til ledige stillinger som er vanskelige å besette. Bedriftsintern opplæring inneholder teori, eventuelt kombinert med praktisk trening.

## 1.2 Hvordan måle dimensjonering av tiltak?

Dimensjoneringen av tiltak kan angis ved antall personer som deltar, eller ved verdien av de offentlige utgifter som brukes til dette formålet. Det kan skilles mellom to typer mål: *For det første* absolutte mål som angir hvor stor andel av samfunnets totale ressurser som benyttes til aktive arbeidsmarkedstiltak. Offentlige utgifter til aktive arbeidsmarkedstiltak som prosent av BNP i medlemslandene er et slikt absolutt mål. En annen indikator for absolutt dimensjonering er antall personer i aktive tiltak – på et gitt tidspunkt eller i gjennomsnitt over en periode – som andel av arbeidsstyrken. Med hensyn til begge disse målene publiserer OECD årlige gjennomsnittstall for medlemslandene i *Employment Outlook*.

*For det andre* kan dimensjoneringen angis ved relative mål som indikerer fordelingen av ressurser mellom aktive og passive tiltak i arbeidsmarkedspolitikken. Et slikt mål er offentlige utgifter til aktive tiltak som andel av totale



utgifter til arbeidsledige. Et annet slikt relativt mål er antall arbeidsledige i aktive arbeidsmarkedstiltak som andel av alle arbeidsledige.

Hvilke mål som benyttes i de norske og internasjonale studiene av dimensjonering, avhenger dels av hvordan problemstillingen formuleres, dels av hvilken type data som er tilgjengelig og sammenlignbar mellom land/regioner og over tid. Analyser av variasjon i dimensjoneringen mellom land bruker ofte utgifter til aktiv arbeidsmarkedspolitik per arbeidsledig person. Denne indikatoren er da som regel målt relativt til BNP per capita for å sikre sammenlignbarhet på tvers av land (se bl.a. Scarpetta 1996, Nickell 1997, Nickell og Layard 1999, Boone og Van Ours 2004). I sin studie av lønns- og arbeidsledighetsutviklingen i de nordiske landene benytter Nymoene og Rødseth (1999) imidlertid antall deltakere i aktive arbeidsmarkedstiltak som prosent av totalt antall ledige som dimensjoneringsmål for den aktive arbeidsmarkedspolitikken. Johansen (2004) benytter i sin studie av norsk arbeidsmarkedspolitik et relativt mål som angir antall deltakere på tiltak som prosent av antall ledige i hvert fylke.

*Absolutte* mål for dimensjoneringen av arbeidsmarkedstiltak viser ofte at dimensjoneringen er *kontrasyklisk*. Det betyr at tiltaksvolumet – på grunn av politiske og byråkratiske prosesser – har en tendens til å bli større når det blir flere arbeidsledige. Motsatt har de *relative* målene en tendens til å være *prosykliske* fordi volumet av arbeidsmarkedstiltakene ofte ikke trappes opp i takt med økningen i den totale ledigheten. Dette har sammenheng med at det tar tid å bygge opp kapasiteten i tiltaksapparatene, og at de mer ressurskrevende tiltakene ofte er beregnet på langtidsledige. I neste kapittel drøfter vi noen metodiske problemer som oppstår på grunn dette konjunkturmønsteret i dimensjoneringen når vi skal måle kausale sammenhenger mellom variasjoner i tiltaksomfanget og sysselsettingsutviklingen.

### 1.3 Metodemessige utfordringer i analyser av tiltakseffekt og dimensjonering

Studier av tiltakseffekt, både for individuelle arbeidsledige og på den aggregerte sysselsettingsutviklingen, står overfor noen grunnleggende metodeproblemer. Vi gir her en kort beskrivelse av hva disse problemene består i, og hvordan de takles i forskningslitteraturen.

#### Studier av tiltakseffekt på individnivå

Blant norske og andre europeiske studier av tiltakseffekt på individnivå har et flertall forsøkt å identifisere den gjennomsnittlige tiltakseffekten for dem som deltar. Utfallsvariablene i slike studier er et mål for individenes sysselset-

tingsutvikling etter at tiltakene de deltar i, er påbegynt og/eller avsluttet. Dette kan være lengden på arbeidsledighetsperioden, overgangssannsynligheter mellom ledighet og jobb eller lignende indikatorer for endringer i individets arbeidsmarkedssituasjon. Den kausale sammenhengen som skal identifiseres, er hvordan selve programdeltakelsen påvirker deltakernes sysselsettingsutvikling.

Kjerneproblemet knyttet til å måle slike kausaleffekter er at de arbeidsledige kan ha egenskaper som både påvirker deres sannsynlighet for å delta og deres verdier på utfallsvariablene. Eller med andre ord: Noen av de egenskapene som gjør at individer selv ønsker å gjennomføre et arbeidsmarkedstiltak, og/eller at en ansatt innen den ansvarlige etaten ønsker å plassere en arbeidsledig person på tiltaket, har trolig også innvirkning på deres sysselsettingsutvikling. Når disse egenskapene ikke kan observeres, blir det vanskelig å skille mellom hva som er effekten av at det er en gruppe med spesielle egenskaper som rekrutteres, og selve den kausale effekten av den trainingen, opplæringen, formidlingen eller annet som tilføres deltakeren gjennom tiltaket. Innen evalueringforskningen kalles dette for *seleksjonsproblemet*.

Ideelt sett burde forskerne observere hva som skjer med sysselsettingsutviklingen til de samme personene i målgruppen, både dersom de deltar, og dersom de ikke deltar på de programmene som evalueres. Det er selvsagt ikke mulig siden ingen kan både gjøre noe og ikke gjøre noe på samme tid. Dette kalles ofte det kontrafaktiske problemet.

Svært kort oppsummert prøver forskerne å løse seleksjonsproblemet ved å lage en mest mulig sammenlignbar gruppe av arbeidsledige som ikke deltar i de tiltakene som evalueres. Dette gjøres ved forskjellige statistiske metoder som har vært under utvikling siden evalueringforskningen startet opp på 1960-tallet. I USA har man i mye større grad enn i Europa generert sosiale eksperimenter i tilknytning til gjennomføringen av arbeidsmarkedsprogrammer for å få dette til. Det innebærer at tiltaksdeltakere har blitt trukket ut tilfeldig blant medlemmene i målgruppen. Hensikten er at selve utvelgelsesprosessen ikke skal generere forskjeller mellom deltakere og ikke-deltakere, med hensyn til egenskaper av selvstendig betydning for verdien av utfallsvariablene. I europeiske studier har forskerne hovedsakelig benyttet seg av ikke-eksperimentelle data. Man har altså sammenlignet utfallsvariablene for deltakere og ikke-deltakere når utvelgelsen til tiltak, foruten det regelverket som gjelder, styres av de valgene som gjøres av individuelle arbeidsledige og ansvarlige administratorer. Med denne type data er det viktig å ha tilgang til flest mulig opplysninger om kjennetegn ved individene av betydning for både deres tilbøyelighet til å delta på tiltak og for deres generelle sysselsettingsutvikling. Jo rikere datamaterialet er på denne typen opplysninger, desto større er muligheten for å konstruere gode sammenligningsgrupper, det vil si å rense analysene for andre arbeidsmarkedrelevante forskjeller mellom individene enn selve tiltaksdeltakelsen. I de senere årene har forskerne i flere europeiske

land i økende grad fått tilgang til data om tiltakshistoriene og arbeidsmarkedsutviklingen til hele populasjonen av arbeidsledige gjennom koblinger av administrative befolkningsregistre. Slike paneldata har gitt betydelig større muligheter for å utnytte og utvikle statistiske teknikker som reduserer seleksjonsproblemet i evalueringsforskningen.<sup>3</sup>

Parallelt med en forsterket interesse for aktive arbeidsmarkedstiltak fra politiske institusjoner har det i løpet av de siste ti årene vært sterk vekst i det europeiske bidraget til forskningslitteraturen på dette feltet. Kluve (2006) beskriver hvordan det har påvirket “the state of the art” innen europeisk evalueringsforskning:

This has resulted in an increasing number of evaluation studies, entailing both a huge step forward in the amount of empirical evidence available, and remarkable advances in analytical techniques for program evaluation.

Med forbehold om at seleksjonsproblemet fortsatt skaper noe usikkerhet, kan forskerne ved hjelp av denne typen evalueringer altså fastslå gjennomsnittseffekten av tiltakene for dem som faktisk deltar. I forhold til dimensjonerings-spørsmålet kan det imidlertid være vel så viktig å fastslå effekten av tiltak for dem som ikke deltar. Eller med andre ord for dem som potensielt blir deltakere når tiltaksvolumet øker. Dersom arbeidsledige med relativt stort (lite) utbytte er overrepresentert blant de faktiske deltakerne, vil effekten på arbeidsmarkedsutfallet for de potensielt nye deltakerne bli overvurdert (undervurdert) ved denne typen studier. For å få fram effekten av tiltak på dem som blir deltakere ved en økning i volumet, må man utnytte variasjoner i tiltaksvolumet mellom geografiske områder eller over tid. Dette innebærer ofte studier av tiltakseffekt på mer aggregerte nivåer.

### Studier av tiltakseffekt på aggregert nivå

I de makroøkonomiske effektevalueringene analyseres sammenhengen mellom indikatorer for dimensjoneringen av aktive arbeidsmarkedstiltak i land og regioner (fylker, kommuner) og aggregerte mål for lønns- og sysselsettingsutviklingen på arbeidsmarkedet; arbeidsledighetsraten, forholdet mellom ledighet og vakanser, geografisk mobilitet, lønnsvekst med mer. I disse analysene er målsettingen å identifisere den kausale sammenhengen mellom omfanget av arbeidsmarkedstiltak og de ovennevnte utfallene. Slike analyser skal for

---

3. Raaum et al. (2002c:175–77) gir en enkel fremstilling på norsk av seleksjonsproblemet og metoder for å håndtere det. Kluve og Schmidt (2002) gir en litt mer utførlig fremstilling på engelsk.

eksempel gi svar på spørsmål av typen: Bidrar sterkere satsing på aktive arbeidsmarkedstiltak til lavere arbeidsledighet?

Problemene med å identifisere slike kausalsammenhenger er i hovedsak knyttet til to kjennetegn ved den typen data som benyttes: *For det første* er det ofte relativt få uavhengige observasjoner fordi man er avhengig av data om arbeidsmarkeder og institusjoner som er sammenlignbare over tid og mellom land eller mindre regioner. Resultatet er at det blir stor usikkerhet knyttet til beregningen av effektparametrene. Når det gjelder studier basert på variasjoner i arbeidsmarkedsutviklingen og tiltaksvolumet mellom fylker/kommuner, har dette problemet blitt mindre i en del land, blant annet de nordiske. Årsaken er at forskerne har fått bedre tilgang til registerdata om individuelle arbeidsmarkedshistorier som kan aggregeres til regionalt nivå. Når det gjelder studier basert på variasjoner i denne typen data mellom land, blir problemet mindre ettersom OECD og andre internasjonale institusjoner standardiserer og samordner lengre tidsserier med aggregerte arbeidsmarkedsdata fra stadig flere land.

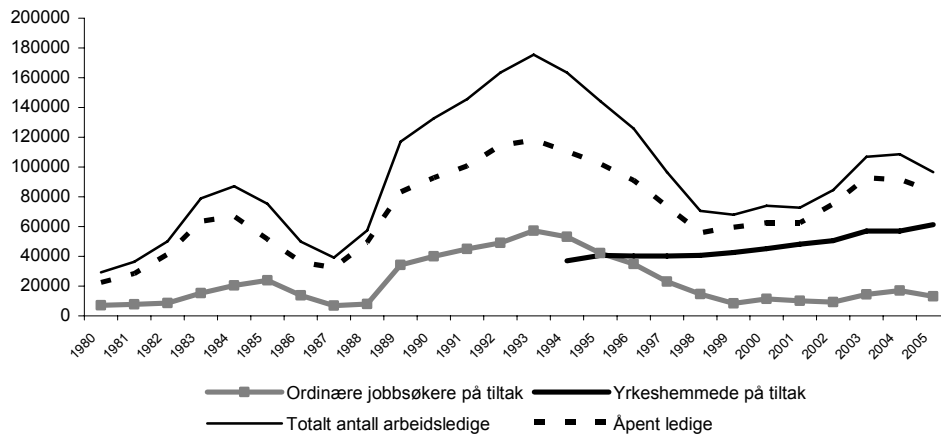
*For det andre* er det et problem at årsakssammenhengen faktisk kan gå begge veier når det gjelder sammenhengen mellom tiltaksomfang og sysselsettingsutvikling. Foran beskrev vi at dimensjoneringsmålene kan være pro-sykliske eller kontrasykliske på grunn av byråkratiske og politiske prosesser. Det vil si at rutiner, regelverk og politikernes behov for å handle når mange blir arbeidsledige, gjør at omfanget av aktive arbeidsmarkedstiltak går opp som en følge av at konjunktorene går ned. En slik policy-respons fører til problemer når det gjelder å identifisere en eventuell negativ (positiv) effekt av tiltaksomfanget på ledighetsutviklingen. I forskningslitteraturen kalles dette for *simultanitetsproblemet*. Det er utviklet ulike statistiske prosedyrer for å takle problemet. Et viktig element i denne sammenheng er å finne variabler (instrumentvariabler) som påvirker tiltaksomfanget, men som ikke påvirker arbeidsledigheten eller andre avhengige indikatorer for sysselsettingsutviklingen. Calmfors og Skedinger (1995) bruker for eksempel den politiske majoriteten i svenske kommunestyre som instrument for omfanget av aktive arbeidsmarkedstiltak i sin analyse av om tiltaksdeltakere fortrenger ordinær sysselsetting i lokale arbeidsmarkeder. Den intuitive forståelsen av denne metoden er at instrumentvariablene fanger opp den delen av variasjonen i tiltaksomfanget som ikke er et resultat av arbeidsmarkedssituasjonen. Instrumentvariabler kan også etableres ved "laggede" (tidsforsinkede) verdier av forklaringsvariablene. I kapittel 5 vil vi forklare nærmere og bruke denne fremgangsmåten.

## 1.4 Dimensjonering av norsk arbeidsmarkedspolitik

I dette kapittelet presenterer vi ulike mål på dimensjoneringen av arbeidsmarkedstiltak i Norge. Vi presenterer både absolutte og relative mål på dimensjonering.

Figur 1.1 gir årlige gjennomsnittstall for deltakere på ordinære arbeidsmarkedstiltak, totalt antall ledige (helt ledige pluss personer på ordinære arbeidsmarkedstiltak) og antall yrkeshemmede på tiltak i Norge fra 1980 til 2005. Figuren viser at dimensjoneringen av ordinære tiltaksplasser har svingt i takt med den totale ledigheten. Fra og med 1994 gir Aetat informasjon om antall yrkeshemmede på tiltak. Mens antall tiltaksplasser for ordinære jobbsøkere ble sterkt redusert etter 1994, økte antall plasser for yrkeshemmede kraftig.

Figur 1.1. Antall ledige og antall deltakere på tiltak. 1980–2005.  
Årsgjennomsnitt



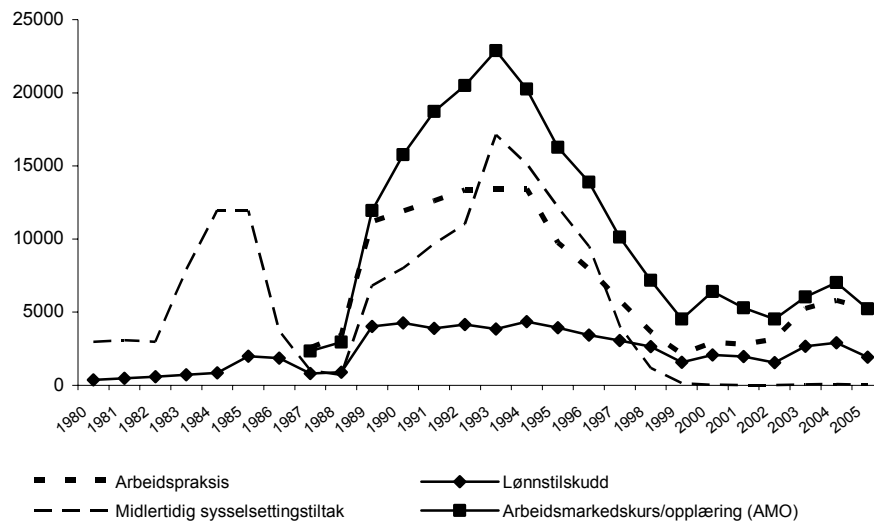
Note: Aetat fikk fra og med 1994 ansvaret for yrkeshemmede. For yrkeshemmede kom det en ny tiltaksinndeling fra og med 2002. Før 2002 er følgende statuser regnet som tiltak for yrkeshemmede: formidlingstiltak, arbeidstreningstiltak, kvalifiseringstiltak og varig vernede sysselsettingstiltak. Fra og med 2002 inkluderer tiltakene for yrkeshemmede lønnstilskudd, arbeidspraksis, midlertidig sysselsettingstiltak, arbeid med bistand, forsøktiltak og andre tiltak, AMB, avklarings- og attføringstiltak, varig tilrettelagt arbeid (se ellers Historisk statistikk tabell 18.) Ordinære tiltak inkluderer: lønnstilskudd, kvalifiseringstiltak (praksisplass/arbeidspraksis og arbeidsmarkedkurs/arbeidsmarkeds-opplæring), vikarplasser/midlertidig sysselsettingstiltak/sysselsetting i offentlig virksomhet.

Kilde: Aetat. Historisk statistikk.

Den sterke veksten i antall yrkeshemmede på aktive arbeidsmarkedstiltak reflekterer myndighetenes økende bekymring for varig utstøting fra arbeidsmarkedet. For å motvirke en tendens til at personer med redusert arbeidsevne trekker seg ut av arbeidsmarkedet, la myndighetene fra midten av 1990-tallet større vekt på at yrkesrettet attføring skal prøves før uføretrygd innvilges (Hardoy et al. 2006b). Dimensjoneringen av tiltak for yrkeshemmede ser ut til å være mer uavhengig av konjunktorene enn dimensjoneringen av tiltak for ordinære jobbsøkere.

Figur 1.2 viser utviklingen i antall ordinære jobbsøkere på tiltak fordelt på ulike kategorier aktive arbeidsmarkedstiltak. Fra begynnelsen av 1990-tallet er AMO det dominerende tiltaket for ordinære jobbsøkere. Antall deltakere nådde en topp i 1993, med nesten 23 000 deltakere (som årsgjennomsnitt). Antall deltakere på alle tiltakene varierer markert med konjunktorene, med et lite unntak for lønnstilskudd, hvor antall deltakere i perioden etter lavkonjunkturen har falt relativt mindre enn de andre kategoriene.

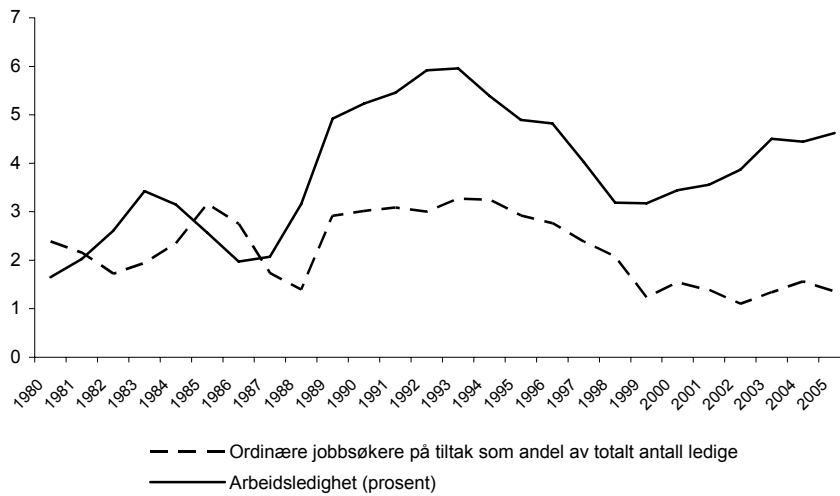
Figur 1.2. Antall ordinære jobbsøkere på tiltak. 1980–2005. Årsgjennomsnitt



Note: I årene før 1994 er yrkeshemmede i ordinære tiltak inkludert i tallene. Arbeidspraksis tilsvarer tidligere praksisplass/fadderordning. Midlertidig sysselsettingstiltak tilsvarer tidligere vikarplasser og sysselsetting i offentlig sektor.  
Kilde: Aetat. Historisk statistikk.

Figur 1.3 viser utviklingen i andelen *ordinære jobbsøkere på arbeidsmarkedstiltak* som andel av totalt antall ledige (helt ledige pluss personer på arbeidsmarkedstiltak). Figuren viser også utviklingen i arbeidsledighetsraten. De presenterte andelenene er basert på tallene i figur 1.1. Tidlig på 1980-tallet var det en viss tendens til at nivået på arbeidsledigheten og andelen tiltaksdeltakere svingte i motsatt retning. Fra slutten av 1980-tallet følger imidlertid utviklingen i tiltaksandelen et mer kontrasyklisk mønster. I løpet av hele 1990-tallet er det en tendens til at andelen arbeidsledige arbeidssøkere på tiltak øker med nivået på arbeidsledigheten. Totalt antall ledige er summen av ordinære jobbsøkere på tiltak pluss helt ledige (inkludert yrkeshemmede i stiplet linje), alle tallene er hentet fra figur 1.1.

Figur 1.3. Andel av arbeidsledige på tiltak (multiplisert med 10) for ordinære jobbsøkere og ledighet i prosent. Årsgjennomsnitt

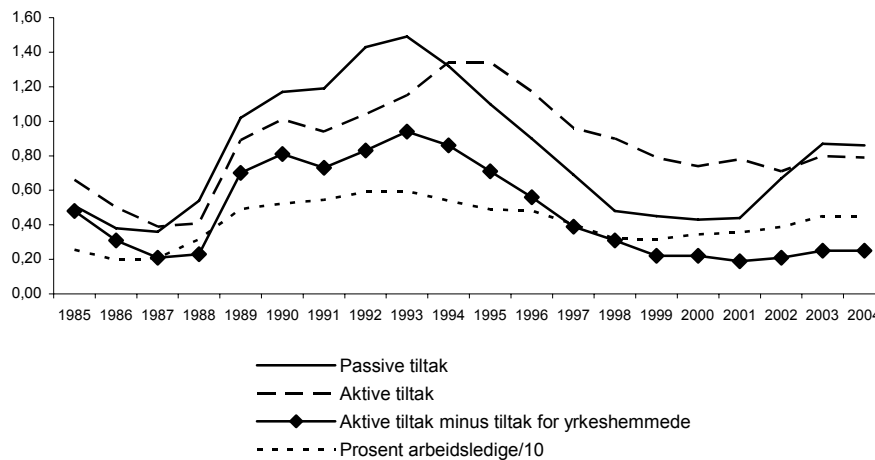


Kilde: Aetat Historisk statistikk.

Note: Andelen er multiplisert med 10 for å skaleres i forhold til prosent arbeidsledige

Figur 1.4 viser bevilgninger til aktive og passive arbeidsmarkedstiltak som prosent av BNP i Norge i 1990–2004, basert på statistikk fra OECD. Når det gjelder bevilgninger til aktive tiltak, skiller vi mellom ”aktive tiltak totalt” og ”aktive tiltak ordinære jobbsøkere”, hvor vi for den siste gruppen har trukket fra utgifter til yrkeshemmede. For å se hvordan bevilgningene varierer med konjunktorene, inkluderer vi også en kurve som viser utvikling i arbeidsledighetsraten. Bevilgningene til begge kategorier svinger kontrasyklisk med konjunkturutviklingen. Figuren viser imidlertid at det først og fremst er bevilgningene til aktive arbeidsmarkedstiltak for ordinære jobbsøkere som har endret seg gjennom konjunkturforløpet. Dette henger sammen med at omfanget av tiltak for yrkeshemmede har blitt kraftig trappet opp siden midten av 1990-tallet, som figur 1.1 viste.

Figur 1.4. Bevilgninger til aktive og passive arbeidsmarkedstiltak i prosent av BNP

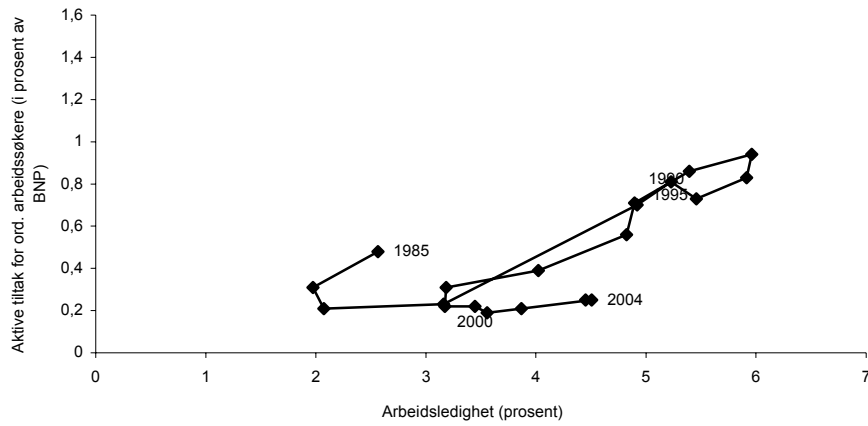


Note: Definisjonen av aktive tiltak i OECD endres noe fra og med 2002. Dette fører til at andelenes før og etter 2002 ikke er direkte sammenlignbare. "Aktive arbeidsmarkedstiltak totalt" før 2002 inkluderer følgende komponenter: Public employment services, Labour market training, Youth measures, Subsidised employment, measures for the disabled. "Aktiv arbeidsmarkedspolitikk totalt". F.o.m. 2002 inkluderer følgende komponenter: Public Employment service, Training, Employment incentives, Integration of disabled, Direct job creation, and start-up incentives.

Kilde: OECD Employment Outlook, diverse årganger, Statistical Appendix.

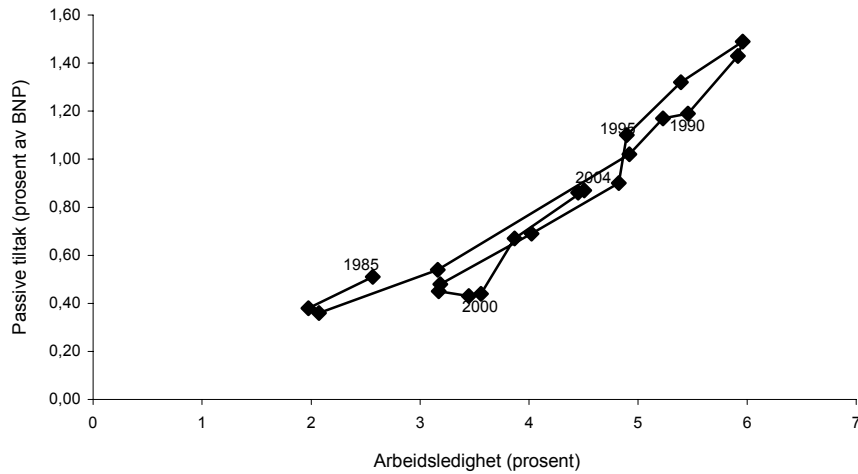


Figur 1.5. Bevilgninger til aktive tiltak for ordinære jobbsøkere og arbeidsledighet. 1985–2004



Kilde: OECD Employment Outlook, diverse årganger. Arbeidsledighetsraten er hentet fra Statisk sentralbyrås AKU-undersøkelse.

Figur 1.6. Bevilgninger til passive tiltak og arbeidsledighet. 1985–2004



Kilde: OECD Employment Outlook, diverse årganger. Passive tiltak inkluderer: "Out of work income maintenance and support" og "early retirement". Arbeidsledighetsraten er hentet fra Statisk sentralbyrås AKU-undersøkelse.

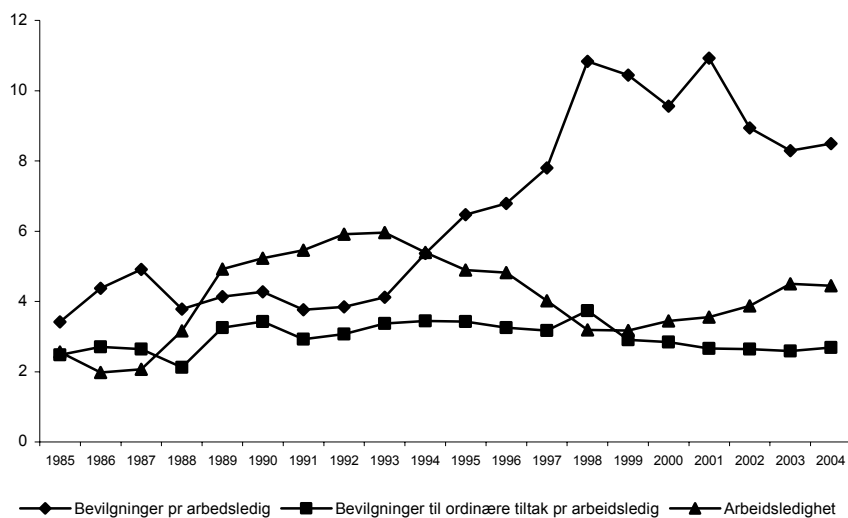
Figur 1.5 illustrerer på en annen måte sammenhengen mellom bevilgninger til *aktive tiltak for ordinære jobbsøkere* som prosent av BNP (som vist i figur 1.4) og arbeidsledighetsraten. Vi ser at bevilgninger til aktive tiltak for ordinære jobbsøkere totalt er positivt korrelert med arbeidsledighetsraten.

Figur 1.6 viser tilsvarende sammenhengen mellom bevilgninger til *passive arbeidsmarkedstiltak* som prosent av BNP og arbeidsledighetsraten i Norge, 1985–2004. Vi ser at den positive sammenhengen mellom bevilgninger til passive tiltak og arbeidsledighetsraten er sterkere enn den positive sammenhengen mellom bevilgninger til aktive tiltak og arbeidsledigheten. Dette er ikke overraskende og et resultat av politiske, juridiske og byråkratiske prosesser. På grunn av arbeidstakernes rettigheter vil utbetaling av arbeidsledighetstrygd fluktuere veldig tett med bevegelser i arbeidsledighetsratene. Bevilgninger til aktive tiltak vil i større grad enn de passive være gjenstand for løpende politisk vurdering og dessuten ha lengre tidsetterslep i implementering og gjennomføring.

Figur 1.7 viser utviklingen i bevilgninger til aktive arbeidsmarkedstiltak per arbeidsledig i arbeidsstyrken fra 1985 til 2004; totalt og fratrukket utgifter til uføre. Fra slutten av 1980-tallet til begynnelsen av 1990-tallet øker utgiftene til ordinære arbeidssøkere markert, for deretter å flate ut. I perioden 1988–1994 er forløpet av de to kurvene relativt like. Fra 1994 endres forløpene markert. De totale utgiftene øker klart, mens utgiftene til ordinære arbeidssøkere viser en ganske stabil utvikling. Det er med andre ord utgiftene til uføre som har økt sterkt siden 1994.

Perioden 1988–1994 er en lavkonjunkturperiode. I løpet av denne tiden øker utgiftene til ordinære arbeidssøkere. Det betyr at bevilgningene til disse arbeidssøkerne per arbeidsledig har en tendens til å øke når arbeidsledigheten øker. Men vi ser fra figur 1.7 at mye av økningen i bevilgningene skjer i begynnelsen av perioden. Når ledigheten øker igjen mot slutten av 1990-tallet, finner vi ingen tilsvarende økte bevilgninger til ordinære arbeidssøkere. Dette kan nok delvis forklares med at lavkonjunktoren på slutten av 1980-tallet var dypere enn lavkonjunktoren på slutten av 1990-tallet.

Figur 1.7. Bevilgninger til aktive arbeidsmarkedstiltak per arbeidsledig i NOK 10000 og arbeidsledighetsraten i prosent



Kilde: OECD Employment Outlook, ulike årganger. Bevilgninger til ordinære arbeidssøkere per arbeidsledig er lik totale bevilgninger til aktiv arbeidsmarkedspolitikk fratrukket utgifter til uføre.

## 1.5 Dimensjonering av aktive arbeidsmarkedstiltak i Norge og i andre land

Det å tilby/pålegge arbeidsledige aktive trenings-, opplærings- eller formidlingstiltak i stedet for passivt å motta trygd har i mange tiår vært en del av arbeidsmarkedspolitikken, både i vesteuropeiske land og i andre rike OECD-land. Figur 1.8 viser utgifter til aktive arbeidsmarkedstiltak for ordinære arbeidssøkere og yrkeshemmede som prosent av BNP i Norge og Sverige, i gjennomsnitt for EU-12 (minus Sverige) og i USA for perioden 1985 til 2004. Figur 1.9 viser tilsvarende tall for utgifter brukt på aktive tiltak for ordinære arbeidssøkere (minus yrkeshemmede).<sup>4</sup> I hele denne tjuårsperioden ligger USA på et lavere nivå enn de vesteuropeiske landene med hensyn til det absolute nivået på andelen av samfunnets ressurser som benyttes til aktive tiltak for arbeidsledige arbeidssøkere.

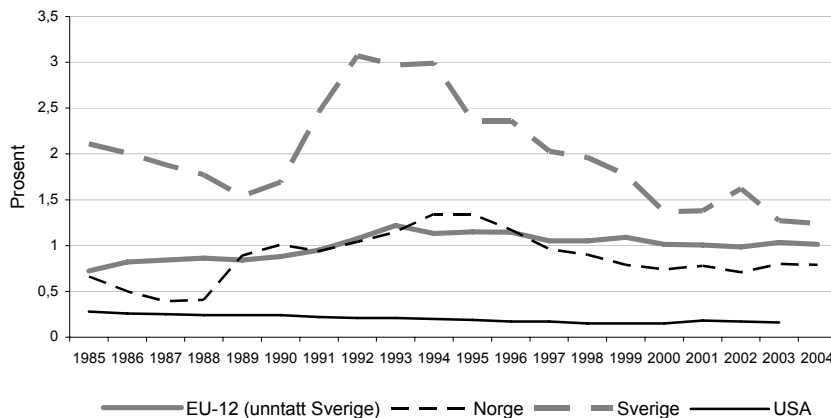
Når det gjelder de totale utgifter til tiltak – både for yrkeshemmede og ordinære arbeidssøkere – ligger Norge på nivå med gjennomsnittet for EU-12

4. Figurene er basert på tabell A1 og A2 i appendiks som gir separate tall for alle EU-12 landene og andre OECD-land.

fra slutten av 1980-tallet til midten av 1990-tallet. I årene før og etter denne perioden har Norge betydelig lavere totale utgifter enn gjennomsnittet for EU-12. Av figur 1.9 ser vi at den absolutte dimensjoneringen av aktive tiltak for ordinære arbeidssøkere (minus yrkeshemmede) i Norge trappes kraftig ned etter 1993 og ligger fra begynnelsen av årtusenskifte på nivå med USA. Det relativt lave norske nivået når det gjelder utgifter til aktive arbeidsmarkedstiltak for ordinære arbeidssøkere har nær sammenheng med det relativt lave norske arbeidsledighetsnivået.

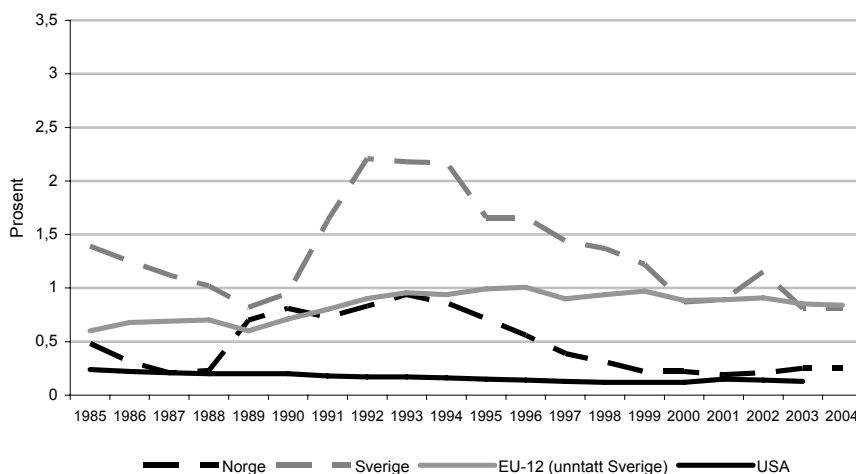
Figurene 1.8 og 1.9 gjenspeiler at Sverige har stått i en særstilling når det gjelder dimensjoneringen av den aktive arbeidsmarkedspolitikken. Figur 1.8 viser at i hele perioden har de absolutte svenske utgiftene til aktiv arbeidsmarkedstiltak (i prosent av BNP) ligget betydelig over gjennomsnittet for de andre EU-landene og for Norge. Denne forskjellen skrumper imidlertid betraktelig inn i løpet av analyseperioden vi betrakter, først og fremst på grunn av en kraftig reduksjon i de svenske tiltaksutgiftene etter 1994. Den svenske arbeidsledigheten steg kraftig på begynnelsen av 1990-tallet, nådde en topp i 1998 på rundt åtte prosent og sank deretter raskt. Den sterke økningen i de svenske bevilgningene til arbeidsmarkedstiltak på begynnelsen av 1990-tallet kommer dermed som en klar følge av konjunkturedgangen, mens reduksjonen fra 1994 er klart i forkant av den svenske konjunkturoppgangen, som slår ut i redusert arbeidsledighet først etter 1998.

Figur 1.8. Bevilgninger til aktive arbeidsmarkedstiltak for yrkeshemmede og ordinære arbeidssøkere. Prosent av BNP. Gjennomsnitt for EU-12(unntatt Sverige), USA, Sverige og Norge



Kilde: OECD Employment Outlook, diverse årganger, se tabell A1 appendiks A.

Figur 1.9. Bevilgninger til aktive arbeidsmarkedstiltak for ordinære arbeidssøkere. Prosent av BNP. Gjennomsnitt for EU-12 (unntatt Sverige), USA, Sverige og Norge



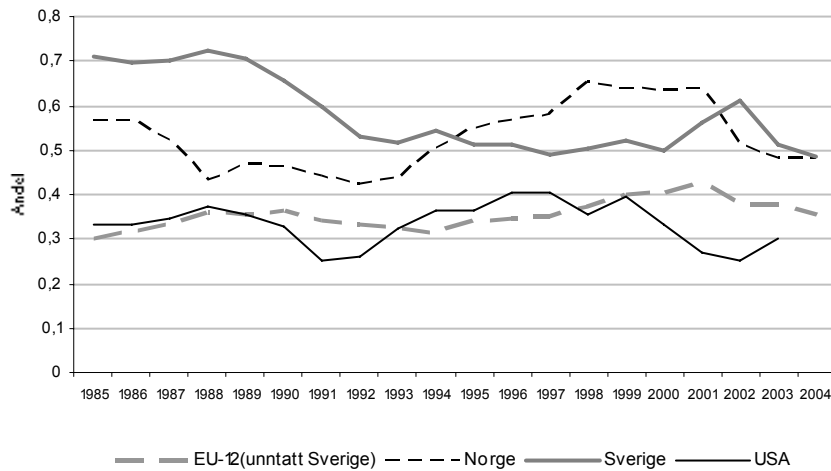
Kilde: OECD Employment Outlook, diverse årganger, se tabell A2 appendiks A.

Fram til rundt årtusenskiftet bruker Sverige en større prosent av BNP på den aktive arbeidsmarkedspolitikken (målt både med og uten yrkeshemmede) enn alle de andre OECD-landene vi har data om. Fra slutten av 1990-tallet blir svenskenes innhentet av Nederland, Danmark og senere Tyskland når det gjelder offentlige bevilgninger til aktive tiltak for arbeidsledige i prosent av BNP (se tabellene A1 og A2 i appendiks A).

Figur 1.10 og 1.11 viser offentlige bevilgninger til aktive arbeidsmarkedstiltak som andel av totale bevilgninger til arbeidsmarkedsformål i gjennomsnitt for EU-12 (unntatt Sverige), for USA, Sverige og Norge. Figur 1.10 gir andelen for totale bevilgninger til aktive tiltak, både for yrkeshemmede og ordinære arbeidssøkere, mens figur 1.11 gir andelen for bevilgninger bare til ordinære arbeidssøkere.

Figurene viser at når det gjelder den relative dimensjoneringen av aktive tiltak, ligger USA og gjennomsnittet for EU-12 (unntatt Sverige) omtrent på samme nivå. I EU-12 er det en tendens til at prioriteringen av aktive fremfor passive arbeidsmarkedstiltak øker fra 1994 til 2001. Denne tendensen er også dokumentert fra andre kilder for hele OECD. Martin og Grubb (2001) beregner at utgiftene til aktive tiltak fra 1993 til 2000 økte fra 30 til 40 prosent av totale utgifter til arbeidsmarkedsformål, i gjennomsnitt for hele området.

Figur 1.10. Bevilgninger til aktive arbeidsmarkedstiltak for yrkeshemmede og ordinære arbeidssøkere. Andel av totale bevilgninger til arbeidsmarkedsformål. Gjennomsnitt for EU-12 (unntatt Sverige), USA, Sverige og Norge

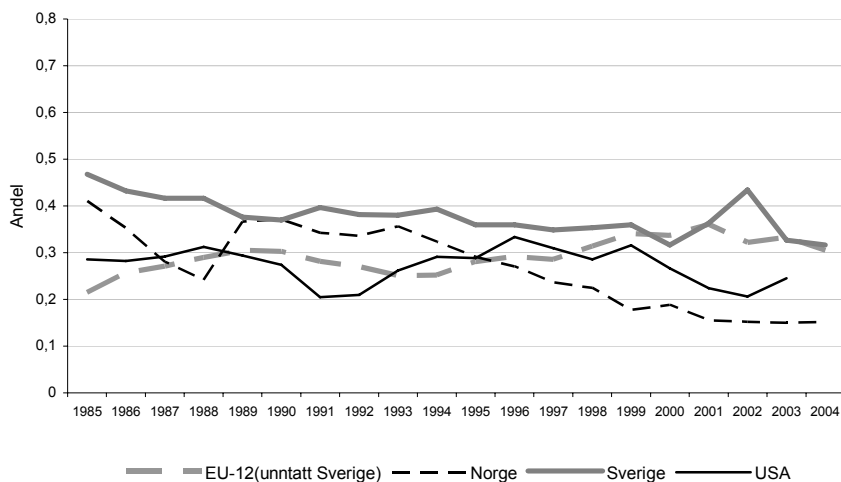


Kilde: OECD Employment Outlook, diverse årganger, se tabell A3 i appendiks A.

Figur 1.10 viser at i hele perioden fordeler Norge og Sverige en større andel av arbeidsmarkedsbevilgningene til aktive tiltak enn hva resten av EU og USA gjør. For Sveriges del skrumper denne forskjellen inn i løpet av perioden. Når det gjelder andelen som bevilges til tiltak for ordinære arbeidssøkere, er svenskene – fra et utgangspunkt som var over dobbelt så høyt på midten av 1980-tallet – kommet på linje med resten av EU-12 fra slutten av 1990-tallet. Den europeiske tendensen til en sterkere satsing på aktive fremfor passive tiltak for arbeidsledige gjør seg altså ikke gjeldende i den aktive politikken ”hjemland” Sverige. Det er heller ingen åpenbar sammenheng mellom konjunkturutviklingen i Sverige og utviklingen i den andelen av arbeidsmarkedsbevilgningene som fordeles til aktive tiltak. Det bildet som skisseres av den svenske utviklingen i figurene 1.8–1.11, tyder på en bevisst nedprioritering av den aktive arbeidsmarkedspolitikken fra midten av 1990-tallet.

Når det gjelder Norge, understreker figur 1.10 den tendensen som er illustrert med andre relative dimensjoneringsmål; at den norske vektleggingen av aktive tiltak øker betraktelig fra begynnelsen fra 1990-tallet. Økningen kommer fra 1993 samtidig med at arbeidsledigheten i Norge begynner å synke. Figur 1.11 viser imidlertid at den relative økningen i bevilgningene til aktive arbeidsmarkedstiltak kanaliseres til yrkeshemmede, mens en stadig mindre andel går til ordinære arbeidssøkere.

Figur 1.11. Bevilgninger til aktive arbeidsmarkedstiltak for ordinære arbeidssøkere. Andel av totale bevilgninger til arbeidsmarkedsformål. Gjennomsnitt for EU-12 (unntatt Sverige), USA, Sverige og Norge



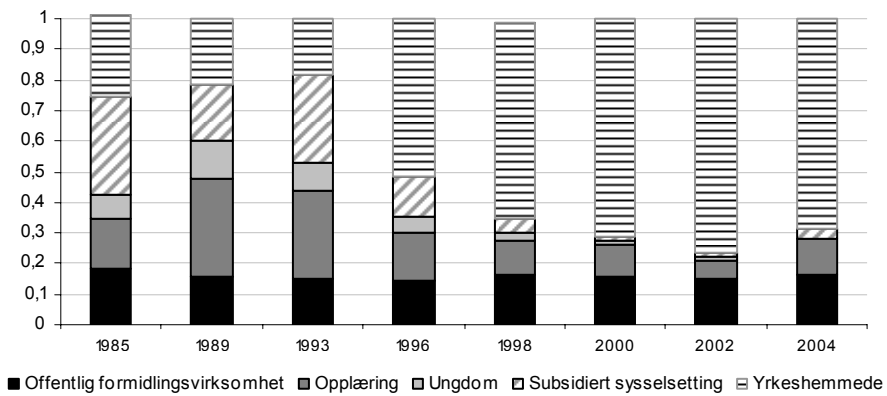
Kilde: OECD Employment Outlook, diverse årganger, se tabell A3 i appendiks A.

Figur 1.12 og figur 1.13 illustrerer hvordan fordelingen av offentlige utgifter til ulike kategorier aktive arbeidsmarkedstiltak har utviklet seg fra 1985 til 2004 i henholdsvis Norge og OECD-området. Vi benytter OECDs gruppering og skiller mellom utgifter til Public Employment Service (PES), opplæring, tiltak for ungdom, subsidiert sysselsetting og programmer for yrkeshemmede.

Figur 1.12 illustrerer tydelig den norske tendensen til at den andelen av utgiftene til aktive arbeidsmarkedstiltak som går til yrkeshemmede, øker markert fra midten av 1990-årene. I 1993 utgjorde utgifter til yrkeshemmede cirka 20 prosent av de totale utgiftene til aktive arbeidsmarkedstiltak, i 2004 cirka 70 prosent.

Figur 1.13 viser fordelingen av utgifter mellom ulike kategorier tiltak i hele OECD-området. Sammenlignet med Norge har denne fordelingen vært mye mer stabil over tid.

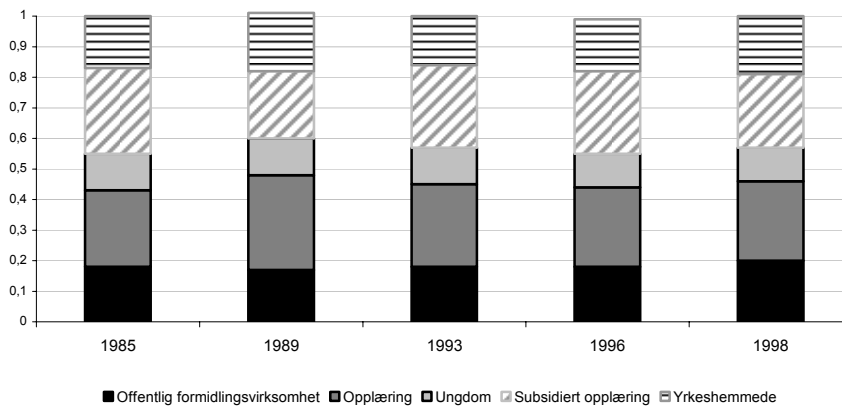
Figur 1.12. Fordeling av offentlige utgifter til aktive arbeidsmarkedstiltak i Norge. 1985–2004<sup>1)</sup>



Note: 1) Gruppen "ungdom" finnes ikke i OECDs tabell for 2004.

Kilde: OECD Employment Outlook, diverse årganger.

Figur 1.13. Fordeling av offentlige utgifter til aktive arbeidsmarkedstiltak i OECD-området. 1985–2002



Kilde: OECD Employment Outlook 2006.





---

## Noen teoretiske betraktninger av dimensjonering og effekter av tiltak

Aktive arbeidsmarkedstiltak kan ha effekt på situasjonen på arbeidsmarkedet – på arbeidsledigheten og den totale sysselsettingen – via flere mekanismer og på flere nivåer, noen intenderte og andre uintenderte. Utgangspunktet er effekten av tiltaksdeltakelse på sysselsettingsutviklingen for de arbeidsledige som blir direkte berørt gjennom deltakelse. Hvis tiltaket virker etter hensikten, skal deltakerne – for eksempel fra et AMO-kurs – tilføres kompetanse som øker deres muligheter til å få og beholde en jobb på det ordinære arbeidsmarkedet. Via de generelle likevektsmekanismene på arbeidsmarkedet får tiltakene så effekt for sysselsettingsutviklingen til *andre* arbeidstakere og arbeidssøkere som ikke er i den primære målgruppen for tiltakene. Disse kan for eksempel bli utsatt for større konkurranse om jobbene på arbeidsmarkedet fra arbeidssøkere som har gjennomført AMO-kurs.

Styrken og retningen på den direkte effekten for individuelle arbeidssøkere er av betydning for hvordan de aktive arbeidsmarkedstiltakene påvirker sysselsettingssituasjonen via tilpasningsmekanismene på arbeidsmarkedet. Det er vanskelig å tenke seg at tiltak som *ikke* har en positiv virkning på sysselsettingsutviklingen på mikronivå – altså på arbeidsmarkedssituasjonen til de individuelle arbeidsledige som blir direkte berørt – kan gi et positivt resultat på makronivå. Økonomisk teori tilsier imidlertid at på grunn av den indirekte effekten via markedsmekanismene, er en positiv tiltakseffekt for deltakerne på mikronivå ikke en tilstrekkelig betingelse for at den aggregerte sysselsettingseffekten blir positiv (Calmfors et al. 2002). Positiv sysselsettingseffekt på mikronivå er en nødvendig, men ikke tilstrekkelig betingelse for positiv sysselsettingseffekt på makronivå.

Kluve og Schmidt (2002) gir uttrykk for at selve dimensjoneringen er av betydning for i hvilken grad effekt på mikronivå får betydning for den aggregerte markedsløsningen:

... it also has to be emphasized that general equilibrium effects play an important role only in certain contexts. For instance, they are more likely to be rele-

vant in the evaluation of a large scale – relative to the population – policy measure rather than in assessing the impact of small- scale program.

Dette kan virke selvfølgelig, men understreker den økende betydningen av å ta hensyn til effekt både på mikro- og makronivå ettersom den aktive arbeidspolitikken dimensjoneres opp. Bevilgninger til disse programmene må i siste instans evalueres ut ifra den samlede effekten på sysselsettingen i hele arbeidsstyrken. Dimensjoneringen av arbeidsmarkedspolitikken må derfor vurderes på bakgrunn av hvordan nivået på innsatsen påvirker effektiviteten av virkemidlene via alle de mekanismene som utløses.

Nedenfor skal vi først kort drøfte hvordan dimensjoneringen av den aktive arbeidsmarkedspolitikken kan påvirke den direkte individuelle sysselsettings-effekten av deltakelse på tiltak eller av å bli utsatt for et eventuelt krav om deltakelse. Deretter skal vi gi en kort beskrivelse av hvordan den aktive arbeidsmarkedspolitikken virker via tilpasningsmekanismene på arbeidsmarkedet og drøfte hvordan tiltakenes virkemåte kan påvirkes av dimensjoneringen.

I forrige kapittel viste vi at det absolutte omfanget av den aktive arbeidsmarkedspolitikken i Norge har vært sterkt positivt korrelert med nivået på arbeidsledigheten. Konjunktursituasjonen har med andre ord vært et viktig dimensjoneringskriterium. Nedenfor diskuterer vi også mulige sammenhenger mellom effektiviteten i den aktive arbeidsmarkedspolitikken, dimensjoneringen og konjunkturutviklingen.

## 2.1 Dimensjonering og tiltakseffektivitet på individnivå

På individnivå er den viktigste målsettingen med aktive arbeidsmarkedstiltak å øke sysselsettingssansynligheten til dem som deltar. Gjennom kompetanseheving, omskolering, motivering og veiledning skal arbeidsledige gjennom tiltakene øke sine muligheter for å få og for å beholde en ordinær jobb. På denne måten skal tiltakene også bidra til at arbeidsledige ikke trekker seg tilbake fra arbeidsstyrken, men opprettholder et aktivt arbeidstilbud. Den kausale effekten av tiltaket på deltakerens jobbsansynlighet og arbeidsstyrkedeltakelse kalles *behandlingseffekten*.

Om en arbeidsledig kommer i jobb, kan i vesentlig grad avhenge av vedkommendes egen innsats for å finne ledige stillinger og de krav han eller hun stiller til akseptable jobbtilbud. Empiriske studier viser at arbeidsledige leter mindre aktivt etter jobb når de deltar på arbeidsmarkedstiltak (Holmlund 1990, Edin og Holmlund 1991). Mens individer deltar på tiltak, har deres jobbsansynlighet derfor en tendens til å synke. I litteraturen kalles dette *innlåsningseffekten*. I hvilken grad aktive arbeidsmarkedstiltak virker positivt på individuelle deltakeres jobbsansynlighet vil også påvirkes av om deltakelsen oppfattes som et positivt eller negativt signal av arbeidsgiverne. For at et ak-

tivt arbeidsmarkedstiltak skal være en suksess for individuelle deltakere, må den positive *behandlingseffekten* være så stor at den kompenserer for både den negative *innlåsningseffekten* og for en eventuell negativ stigmatiseringseffekt fra arbeidsgivernes side. Siden den negative innlåsningseffekten trolig øker proporsjonalt med den tiden det tar å gjennomføre tiltak, må behandlingseffekten øke tilsvarende med tiltaksperioden hvis ikke utbyttet av relativt lange programmer skal være mindre enn utbyttet av relativt korte

På et generelt plan kan man si at suksessen til de aktive arbeidsmarkedstiltakene for individuelle deltakere for det første avhenger av kvaliteten på den opplæringen, arbeidstreningen eller veiledningen som gis innenfor programmene. Jo høyere kvalitet på disse aktivitetene, desto mer øker jobbsannsynligheten til de arbeidsledige som gjennomgår tiltakene. For det andre er tiltaksutbyttet avhengig av hvem deltakerne er med hensyn til formell kompetanse, yrkeserfaring, motivasjon og andre egenskaper av betydning for deres muligheter på arbeidsmarkedet, og hva de har igjen for å engasjere seg i aktive arbeidsmarkedstiltak. Det er trolig at arbeidsgivernes oppfatning av tiltaksdeltakere, isolert sett, vil være mer positiv jo høyere kvaliteten på tiltakene er.

I teorien kan de arbeidsledige sorteres etter hvilket utbytte de har i form av økt sysselsettings sannsynlighet grunnet deltakelse på de tiltakene som blir arrangert. Hvordan dette fordeler seg mellom de arbeidsledige, er selvsagt umulig å si noe sikkert om, både for dem selv og de ansvarlige i arbeidsmarkedsetaten. Det kan imidlertid argumenteres for at det finnes en sammenheng med lengden på den ledighetsperioden de allerede har gjennomgått. At aktive arbeidsmarkedstiltak både i Norge og i andre land først og fremst har vært et tilbud til langtidsledige, reflekterer at myndigheten tror utbyttet er større for dem som har vært uten jobb i en relativt lang periode.

Dette er dels et resultat av at varigheten av ledigheten sorterer ut dem som har nok kvalifikasjoner, søkekompetanse, nettverk og motivasjon til å finne fram til en ledig stilling på egen hånd. Ved ikke å gi tilbud eller pålegg om deltakelse tidlig i ledighetsforløpet gir man disse relativt ressurssterke arbeidsledige tid til å forlate gruppen av tiltakskandidater. Dels blir langtidsledige prioritert som tiltaksdeltakere fordi det kan være en negativ varighetsammenheng mellom ledighetsperioden og jobbsannsynligheten. Denne oppstår fordi kompetansen og kontaktnettet ikke fornyes og utvikles i perioder med passiv ledighet, fordi selvtillit og motivasjon blir dårligere, og fordi lange ledighetsperioder er et negativt signal til arbeidsgivere. De som har vært ledige relativt lenge, har dermed en tendens til å ha relativt store problemer med å komme seg i jobb, både på grunn av egenskaper de har i utgangspunktet, og på grunn av problemer som er et resultat av ledighetsperioden.

Det kan virke innlysende at det er lite effektivt å plassere de kortidsledige på aktive arbeidsmarkedstiltak. Når i arbeidsledighetsforløpet det er riktig å bryte inn med aktive tiltak, kan imidlertid være vanskelig å bestemme. Hvis det skjer for tidlig, risikerer man først og fremst å bruke ressursene på for

mange av dem som ikke trenger dem. Hvis man venter for lenge, blir resultatet dels at de som kunne kommet i jobb før – ved hjelp av tiltak – går for lenge ledig, dels at den negative varighetssammenhengen med hensyn til kompetanseutvikling, motivasjon og stigmatisering kan ha kommet så langt at den er vanskelig å snu. Det er også mulig at arbeidsgivernes oppfatning av det signalet som ligger i tiltaksdeltakelsen, kan bli mer negativt jo mer deltakerne er plukket ut blant de relativt ressursvake arbeidsledige; de som ikke har klart å finne seg jobb selv etter en lang ledighetsperiode.

Hvordan kan man tenke seg at selve *dimensjoneringen* av aktive arbeidsmarkedstiltak kan påvirke det utbyttet individuelle arbeidssøkere har av å delta på arbeidsmarkedstiltak? Med økt dimensjonering mener vi her at bevilgningene til denne type arbeidsmarkedspolitikker går opp som andel av BNP, eller som andel av bevilgningene til arbeidsmarkedspolitikker generelt.

Det er nærliggende å tenke seg at tiltaksapparatet har en begrenset kapasitet i den forstand at det kan ta relativt lang å utvide til et høyere dimensjoneringsnivå hvor kvaliteten på tilbudet er på høyde med det som var tilfellet før utvidelsen. Dersom man ikke bruker nødvendig tid til oppgradering av infrastrukturen rundt tiltakspolitikken, kan kvaliteten på det nye tilbudet bli lavere og utbyttet for dem som deltar, dermed mindre. I Sverige økte tiltaksvolumet kraftig i første halvdel av 1990-tallet. Calmfors et al. (2002) mener at den raske utbyggingen av kapasiteten er noe av forklaringen på at svenske arbeidsmarkedstiltak i denne perioden hadde liten positiv effekt på deltakernes sysselsettingsutvikling:

A main problem with ALMP in Sweden in the 1990s was their size. This applies especially to labour market training. It is a problem to expand training programs very rapidly in a situation when the appropriate infrastructure is not there. In such a situation one should expect marginal return to be decreasing.

Calmfors et al. peker også på at de uheldige konsekvensene av den raske veksten i tiltaksvolumet ble forsterket av den svenske lavkonjunkturen som i stor grad utløste den politiske og byråkratiske prosessen som var grunnlaget for at den ble gjennomført. Dels begrunnes dette med at det nærmest er nytteløst å øke de arbeidslediges søkerkapasitet i perioder når arbeidsgiveren ikke etterspør nye arbeidstakere. Dels er begrunnelsen at det er vanskelig å gjøre riktige investeringer i omskolering og kompetanseoppbygging i perioder med lavkonjunktur fordi man ikke vet hva næringslivet vil etterspørre når høykonjunkturen kommer.

Når omfanget av tiltak øker, får flere arbeidsledige tilbud om å delta på tiltak, og/eller hver tiltaksplass tilføres flere ressurser. Når flere ledige skal inn på aktive programmer, blir trolig også *sammensetningen* av deltakerne endret med hensyn til individuelle egenskaper av betydning for utbyttet av deltakelsen. Det å bli deltaker i et aktivt arbeidsmarkedsprogram er dels et

resultat av egne ønsker og valg blant arbeidsledige som kvalifiserer til opptak. De motiverte kan finne fram til et opplegg som ser ut til å passe egne lyster, tidligere kvalifikasjoner og arbeidserfaring, melde seg på og presse på for å komme med. De ansvarlige i arbeidsmarkedsetaten vil også ha innvirkning på hvem som blir deltakere på de forskjellige programmene. Det er mulig at valgene til både de arbeidsledige selv og de ansvarlige i arbeidsmarkedsetaten vil tendere mot å fordele de tilgjengelige plassene til de arbeidsledige som får størst utbytte av dem i form av bedre sysselsettingsmuligheter. Grunnen er at et slikt resultat kan stemme overens med rasjonell atferd hos begge parter. De arbeidsledige som forventer å få mest ut av deltakelsen, vil gjøre mest for å komme med. Administratorene av tiltaket kan ønske å presse på for å få en slik sammensetting av tiltaksdeltakerne fordi det innebærer best ressursutnyttelse. For samme antall arbeidsledige vil i så fall en utvidelse av antall tiltaksplasser resultere i at arbeidsledige med relativt lavere utbytte av tiltaksdeltakelse blir inkludert i de aktive arbeidsmarkedsprogrammene. Dermed synker den gjennomsnittlige avkastningen for deltakerne. Det at flere blir arbeidsledige samtidig som utvidelsen skjer, behøver ikke skje dersom flere med samme relativt høye avkastning kommer inn i gruppen av mulige tiltakskandidater. Hvis det er sterk sammenheng mellom ledighetsperioden og det individuelle deltakere får igjen i form av økte sysselsettingsmuligheter, kan det imidlertid ta tid før nykommerne ”kvalifiserer” seg for tiltak. Med det menes i denne sammenheng at de får et utbytte av deltakelse på linje med dem som har rukket å bli langtidsledige.

Disse argumentene indikerer først og fremst at *behandlingseffekten* av tiltaksdeltakelse for den individuelle deltaker kan avta med tiltaksvolumet. Dette kan gjelde både når effekten måles som andel av BNP, og når det måles relativt til totale bevilgninger til arbeidsmarkedstiltak.

Til nå har vi diskutert hvordan den aktive arbeidsmarkedspolitikken kan påvirke sysselsettingssituasjonen til de arbeidsledige som blir direkte berørt ved at de deltar på tiltak. Den aktive arbeidsmarkedspolitikken kan imidlertid også ha en effekt på jobbsansynligheten til arbeidsledige som *ikke* deltar. På individnivå skjer dette i så fall fordi de har en viss sannsynlighet for å bli tiltaksdeltakere, noe som igjen påvirker deres søkeratferd, intensiteten i arbeidet med å finne fram til ledige jobber og terskelen for å akseptere et jobbtilbud.

Innenfor den økonomiske litteraturen om dette emnet har det vært fremmet hypoteser som går i begge retninger med hensyn til hvordan en slik sammenheng vil påvirke de arbeidslediges sysselsettingsutvikling. På den ene siden er det argumentert for at den aktive arbeidsmarkedspolitikken kan gjøre den individuelle arbeidsledige til en mindre aktiv og mer kresen arbeidssøker fordi utsiktene til å delta på tiltak gjør situasjonen som arbeidsledig mindre belastende; enten fordi deltakelse er et gode i seg selv, eller fordi deltakelse gir avkastning i form av bedre karrieremuligheter på arbeidsmarkedet.

På den annen side er det også argumentert for at muligheten for å måtte delta på aktive arbeidsmarkedstiltak kan gjøre situasjonen som arbeidsledig mer belastende for individuelle arbeidsledige. Arbeidsledige kan oppfatte tiltaksdeltakelse som en trussel og blir mer aktive og mindre kresne arbeidssøkere for å slippe unna. Dersom en slik trusseleffekt skal virke, må de arbeidsledige oppfatte arbeidsmarkedstiltak som lite egnet til å fremme deres egne karrieremuligheter på arbeidsmarkedet. Deltakelse må dessuten være forbundet med et element av tvang. Flere land, blant annet Danmark og Sverige, har i de senere årene innført sanksjoner i form av reduserte dagpenger overfor arbeidsledige som nekter å ta imot tilbud om tiltaksplass.

Hvis trusseleffekten gjør seg gjeldende, kan aktive arbeidsmarkedstiltak altså ha en gunstig effekt på såkalt *strategisk atferd*. I denne sammenheng betyr strategisk atferd at noen arbeidsledige til en viss grad setter pris på den fritiden de har som arbeidsledige (sammenlignet med å være i arbeid eller på tiltak). De anstrenger seg derfor ikke ”nok” for å komme i jobb når jobben gir en relativt lav økonomisk avkastning. Jo mer den arbeidsledige får utbetalt i dagpenger, desto mindre vil vedkommende tjene på å begynne i ordinært arbeid. Et krav om tiltaksdeltakelse, som sanksjoneres med reduserte dagpenger hvis det ikke oppfylles, kan da gjøre de arbeidsledige til mer aktive og mindre kresne arbeidssøkere. Denne strategien kan bidra til å redusere utbetalingen av dagpenger til ikke-reelle arbeidssøkere.

En slik strategi kan også ha en heldig sorteringseffekt i forhold til hvem blant de arbeidsledige som blir tiltaksdeltakere. De som har muligheter til å finne arbeid på egen hånd, og ikke ønsker å delta på tiltak, gjør mer for å finne en jobb før kravet om tiltaksdeltakelse gjør seg gjeldende. Deltakerne kan da i større grad bestå av personer som anser tiltak som nyttig for karriereutvikling og/eller har mindre sjanser til å skaffe seg jobb på egen hånd.

Det kan imidlertid også være en konflikt mellom målsettingen om å øke deltakernes kompetanse og målsettingen om å redusere utbetaling av dagpenger til ikke-reelle arbeidssøkere. Dette er et problem dersom personer som presses til å delta på tiltak, ikke er de som vil ha størst faglig utbytte av å delta. Elementet av tvang kan gi negativ seleksjon hva angår det faktiske utbyttet av tiltak. Dette vil være spesielt uheldig dersom kapasiteten på tiltaket er begrenset, og det derfor ikke finnes plass til arbeidssøkere som er mer motiverte enn de som faktisk får plass. Det kan også tenkes at lite motiverte tiltaksdeltakere vil redusere utbyttet av opplæringen for de andre mer motiverte tiltaksdeltakerne.

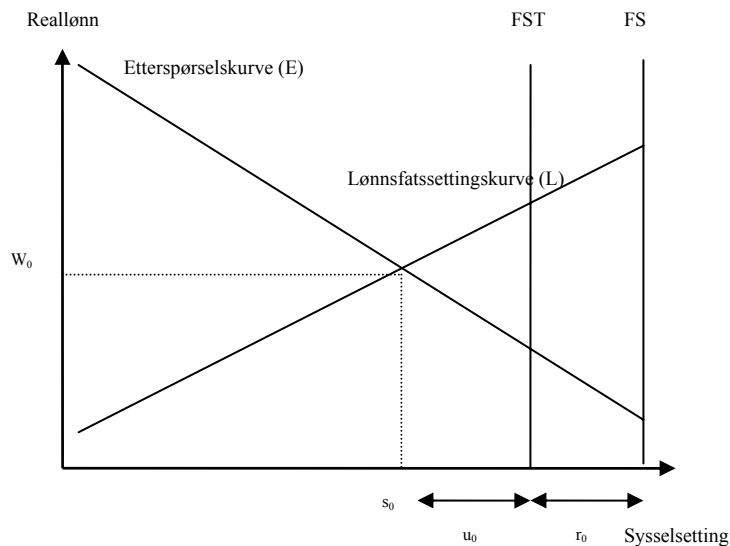
I hvilken grad vil trusseleffekten avhenge av dimensjoneringen av tiltak? Dersom det kreves av en større andel av de arbeidsledige at de deltar på tiltak, og dersom tiltaksdeltakelse er noe som oppfattes som noe negativt blant de arbeidsledige, vil man forvente at trusseleffekten øker når omfanget av tiltak går opp fordi flere blir ”rammet” av trusselen.

## 2.2 Dimensjonering og tiltakseffekt på markedsnivå

Figur 2.1 gir en forenklet illustrasjon av mekanismene bak lønnsdannelsen på arbeidsmarkedet ved hjelp av fire kurver: En fallende etterspørselskurve (E), en stigende lønnsfastsettingskurve (L), en vertikal linje som angir nivået på arbeidsstyrken (FS) og en vertikal linje som er nivået på arbeidsstyrken minus dem som deltar på tiltak (FST).

Den vertikale akse angir reallønn, og den horisontale gir total sysselsetting. Etterspørselen etter ordinær arbeidskraft er fallende fordi man antar at arbeidsgiverne stiller lavere krav til arbeidstakernes produktivitet jo billigere de er. Når lønnen synker, er de dermed villige til å ansette noen flere, selv om disse er mindre produktive enn de som ble ansatt da lønnsnivået var høyere. Med ordinær arbeidskraft menes den delen av arbeidsstyrken som ikke går på tiltak.

Figur 2.1. Lønnsfastsettelse og sysselsetting



FS = Full sysselsetting

FST = Full sysselsetting minus dem som deltar på tiltak



Lønnsfastsettingskurven gir reallønnsnivået for forskjellige nivåer på total sysselsetting. At den er stigende, reflekterer at lønnspresset på arbeidsmarkedet øker når arbeidsledigheten synker. Denne sammenhengen kan begrunnes ut fra flere modeller for lønnsdannelse. Den mest nærliggende i norsk sammenheng er å se lønnsfastsettelsen som et resultat av forhandlinger mellom fagforeninger – eller enkeltstående arbeidstakere – på den ene siden og arbeidsgivere på den andre. Viktig kunnskap fra forhandlingsteorien er at forhandlingsstyrken avhenger av partenes såkalte ”outside option”, det vil si hva som blir utfallet hvis forhandlingene bryter sammen. For arbeidstakerne kan brudd bety at de må slutte i jobben, for arbeidsgiverne at de må finne en erstatning for den som slutter. Hvis det er høy arbeidsledighet, er arbeidstakerne mer redde for å miste jobben fordi det er vanskeligere å finne en ny. For arbeidsgiveren derimot blir det lettere å finne en erstatning jo høyere arbeidsledigheten er. Arbeidstakernes relative forhandlingsstyrke – og dermed lønnsnivået – synker altså med nivået på arbeidsledigheten.

Den stigende lønnsfastsettingskurven kan imidlertid også begrunnes ut fra en modell der arbeidsgiveren konkurrerer om arbeidskraften og/eller bruker lønn for å motivere arbeidstakerne til å gjøre en ekstra innsats (effektivitetslønn). Når knappheten på arbeidskraft stiger, og ledigheten synker, vil arbeidsgiverne i økende grad by over hverandre for å tiltrekke seg den arbeidskraften det er lønnsomt for dem å ansette. Jo lavere ledigheten er, desto høyere lønnspremie må bedriftene tilby hvis den skal bidra til en motivert og stabil arbeidsstokk og opprettholde nyrekrutteringen.

Etterspørselskurven (E) angir hvor mange arbeidstakere det lønner seg for bedriftene å ansette for hvert reallønnsnivå som blir fastlagt gjennom forhandlinger eller ved at arbeidsgiverne konkurrerer om arbeidskraften. Punktet hvor lønnsfastsettings- og etterspørselskurvene krysses, gir dermed likevektsnivået på reallønn ( $w_0$ ) og ordinær sysselsetting ( $s_0$ ).

Den vertikale linjen FS viser sysselsettingsnivået dersom vi hadde full sysselsetting. Avstanden mellom FS og  $s_0$  gir dermed den totale ledigheten. Den vertikale linjen FST viser nivået på arbeidsstyrken minus dem som deltar på arbeidsmarkedstiltak ( $r_0$ ). Den åpne ledigheten blir dermed total ledighet minus tiltaksdeltakere ( $u_0$ ).

Ved hjelp av det rammeverket som er skissert i figur 2.1, skal vi diskutere hvordan forskjellige intenderte (og noen uintenderte) konsekvenser av den aktive arbeidsmarkedspolitikken kan påvirke likevektsløsningen for sysselsetting, arbeidsledighet og lønn på arbeidsmarkedet. Vi følger Calmfors et al. (2002) og skiller mellom konsekvenser av:

- (i) en mer effektiv kobling mellom ledige jobber og arbeidssøkere (effektivisering av matching-prosessen);
- (ii) økt konkurransen om jobber;
- (iii) mer produktiv arbeidskraft;

- (iv) at arbeidsstyrkens kompetanse blir bedre tilpasset etterspørselen i ulike sektorer;
- (v) fortregning av ordinære arbeidstakere; og
- (vi) endret vektlegging av arbeidsledighet som trussel i lønnsforhandlingene.

Underveis skal vi drøfte om selve dimensjoneringen av den aktive arbeidsmarkedspolitikken kan påvirke styrken i de mekanismene som utløses, og hvordan dette eventuelt henger sammen med konjunktursituasjonen.

#### (i) Effekt av en mer effektiv koblingsprosess

Det er stor "trafikk" på arbeidsmarkedet; arbeidstakere slutter et sted og finner ny jobb et annet, bedrifter nedlegges og opprettes, noen bransjer vokser, andre skrumper. Dette betyr at arbeidsgivere og arbeidssøkere hele tiden er på leting etter hverandre, og det tar tid før de finner hverandre – blir koblet. Man kan si at denne koblingsprosessen er mer effektiv jo raskere den gjennomføres, og jo bedre de arbeidssøkere og jobber som kobles, passer sammen. At matchingprosessen eller koblingsprosessen på arbeidsmarkedet blir mer effektiv, kommer til uttrykk ved at det er flere av de ledige søkerne som finner fram til de ledige jobbene (vakansene). Det vil si at for det samme antallet vakanser og arbeidsledige er det flere som blir koblet. Dette avhenger av hvor godt samsvaret er mellom de kvalifikasjoner som tilbys, og de som etterspørres, hvor god informasjon arbeidssøkere har om ledige jobber og arbeidsgivere om egnede arbeidssøkere.

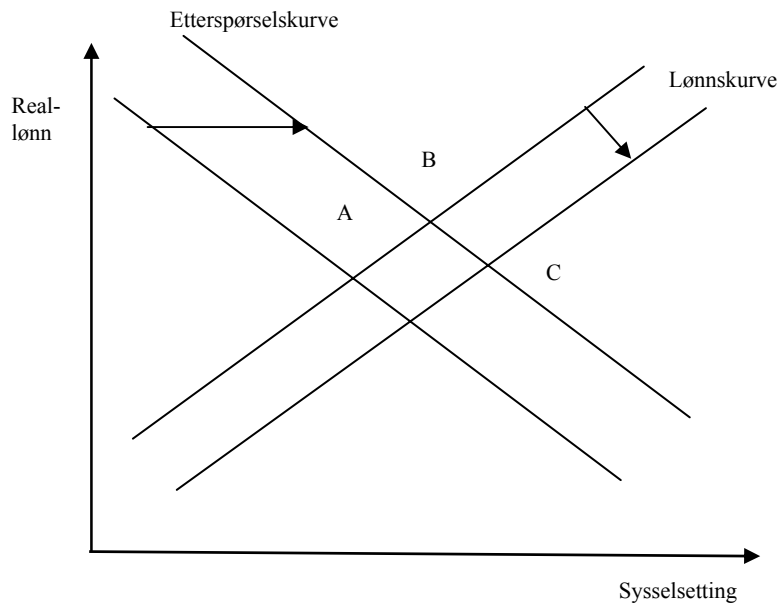
En viktig hensikt med den aktive arbeidsmarkedspolitikken er å øke effektiviteten i denne koblingsprosessen, det vil si å øke antall matcher (koblinger) mellom arbeidsledige jobbsøkere og ledige jobber (Pissarides 1985, 1990). Jobbsøkerkurs (jobbklubber), forsterket oppfølging og veiledning i søkeprosessen er tiltak som er direkte innrettet mot å gjøre de arbeidsledige flinkere til å lete etter – og mer motivert til å akseptere – jobbtilbud. I noen tilfeller kombineres denne type tiltak med sanksjoner – som regel reduksjon i dagpenger – hvis tiltaksdeltakeren ikke følger opp. Arbeidsmarkedstiltak av typen lønnstilskudd og praksisplasser kan også bidra til å gjøre arbeidsledige til mer effektive arbeidssøkere ved å gi dem netteværk og referanser. Gjennom arbeidsmarkedsetatens opplæringsprogrammer kan de omskoleres og få en kompetanse som er mer tilpasset etterspørselen på arbeidsmarkedet. Slik omskolering kan bidra til å redusere problemene med strukturell mistilpasning (mismatch) på arbeidsmarkedet. Det betyr at misforholdet mellom den kompetansen som er etterspurt blant arbeidsgivere, og den kompetansen som er tilbudt blant jobbsøkere, blir mindre.

Dersom tiltakene faktisk bidrar til å effektivisere koblingsprosessene på arbeidsmarkedet, vil etterspørselen etter arbeidskraft øke. Dette illustreres i

figur 2.2 ved at etterspørselskurven skifter mot høyre, fra A til B, noe som fører til at både sysselsettingen og reallønnen går opp. Grunnen til dette skiftet er at det blir mer lønnsomt for bedriftene å utlyse nye jobber når det tar kortere tid å få dem besatt. Bedriftene sammenligner fremtidige kostnader ved å etablere jobben; ansettelseskostnader, opplæring og så videre, med fremtidige inntekter. Gevinsten fra dette prosjektet øker med hvor fort den ledige jobben blir besatt fordi inntjeningsperioden da blir lengre. Den økte effektivitet i koblingsprosessen vil også føre til at lønnsfastsettelseskurven skifter til høyre.

I figur 2.2 flyttes da likevektsløsningen fra B til C. Dermed øker sysselsettingen ytterligere, mens reallønnen går ned igjen. Dette skiftet kan forklares med at arbeidstakernes forhandlingsstyrke blir relativt lavere når koblingsprosessen på arbeidsmarkedet blir mer effektiv.

Figur 2.2. Lønnsfastsettelse og sysselsetting. Økt matching-effektivitet



Årsaken er at arbeidsgiveren raskere kan få fylt de jobbene som blir ledige hvis forhandlingene bryter sammen. På den måten blir arbeidsgivernes ”outsider option” forbedret, de øker sin forhandlingsstyrke og kan oppnå samme sysselsetting til et lavere lønnsnivå.<sup>5</sup>

Jamført med disse teoretiske betraktningene vil den aktive arbeidsmarkedspolitikken, dersom den lykkes i å øke koblingseffektiviteten, gi høyere sysselsetting og lavere arbeidsledighet, mens effekten på lønnsnivået er usikker.

Om en utvidelse av tiltaksomfanget har en *netto* positiv effekt på koblingseffektiviteten på arbeidsmarkedet, avhenger av om *behandlingseffekten* dominerer *innlåsningseffekten blant den gruppen av arbeidstakere som berøres av endringen*. Ovenfor pekte vi på momenter som kan indikere at avkastningen av tiltak er avtakende på individnivå med hensyn til å bedre deltakernes sysselsettingsutvikling. Behandlingseffekten kunne avta på grunn av redusert kvalitet og fordi deltakere med lavere forventet utbytte ble inkludert.

Betraktet på markedsnivå er det klart at hvis det finnes en innlåsningseffekt, vil en økning i det relative tiltaksomfanget før eller siden føre til redusert koblingseffektivitet. Dersom for eksempel alle som ble arbeidsledige, øyeblikkelig ble plassert på tiltak – og ble der til de fikk jobb eller ble pensjonert – er det klart at dette bidrar til en mindre effektiv kobling av ledige jobber og ledige arbeidssøkere sammenlignet med en situasjon med lavere tiltaksvolum. Jo flere av de ledige som til en hver tid deltar i aktive programmer, uten at behandlingseffekten dominerer innlåsningseffekten, desto lavere er deres samlede effektive arbeidstilbud. Slike effekter kan være spesielt sterke i perioder med høykonjunktur, hvor arbeidsgivere spesielt ønsker å fylle nye jobber. Dersom en stor andel av de arbeidsledige i slike tider er opptatt med å delta på langvarige kurs og treningsprogrammer, vil det begrense rekrutteringsmulighetene til arbeidsgiverne og virke hemmende på vekstprosesser.

Nivået på innlåsningseffekten er imidlertid antakelig sterkt avhengig av sammensetningen av arbeidsmarkedstiltakene. Man kan for eksempel tenke seg at de tiltakene som bare er rettet mot å forbedre formidlingen mellom arbeidsgiver og arbeidstakere; forsterket rådgivning i jobb søkeprosessen, jobbkubber og lignende, har svært liten eller ingen innlåsningseffekt på individni-

---

5. Man skulle tro at en økning i matching-effektiviteten ville ha en effekt som virket i motsatt retning fordi økt matching-effektivitet vil gjøre det lettere for arbeidstakerne som slutter, å finne en ny jobb forttere. Dette er likevel ikke tilfellet dersom sysselsettingen er konstant. Sannsynligheten for at en jobbsøker finner en jobb, er lik det aggregerte antall matcher dividert på det aggregerte antall jobbsøkere i økonomien. I likevekt, med gitt sysselsetting (og et gitt antall jobbsøkere), antall matcher er også gitt. Dersom vi antar – slik det er vanlig i den teoretiske litteraturen – at antall avganger fra jobber er lik en fast avgangsrate multiplisert med sysselsetting, betyr det at til et gitt aggregert sysselsettingsnivå er sannsynligheten for at en jobbsøker finner en jobb, uavhengig av matching-effektiviteten (Calmfors et al. 2002).

vå. Så selv om denne typen tiltak omfatter alle de arbeidsledige, ville ikke redusert tiltaksvolum bidra til å øke koblingseffektiviteten. Det innebærer selvsagt ikke at det er god ressursutnyttelse å inkludere alle de arbeidsledige i denne typen formidlingstiltak.

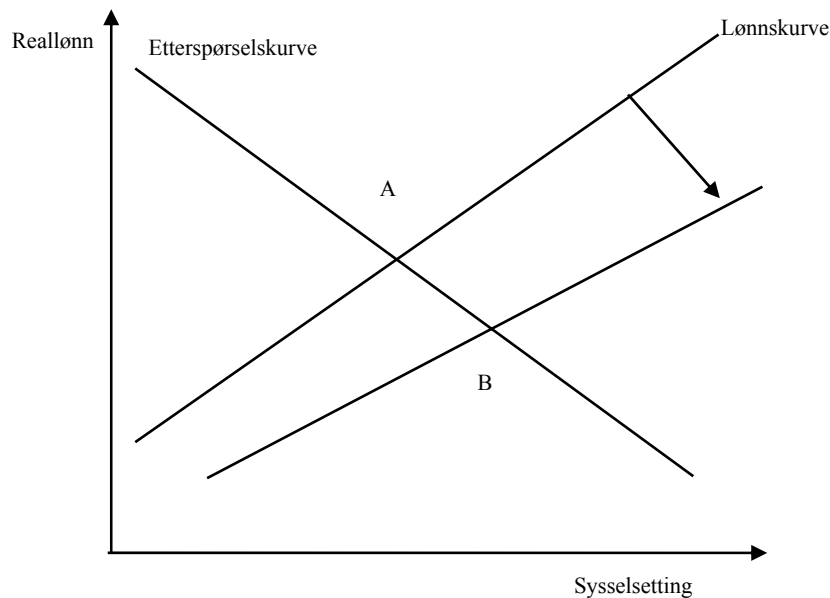
Tiltak som er rettet mot å øke eller endre de arbeidslediges kvalifikasjoner, og som krever at de arbeidsledige deltar på kurs eller trening over en lengre periode, har derimot trolig en betydelig innlåsnings-effekt. Ut over et vist relativt nivå vil dermed en økning i omfanget av denne typen tiltak resultere i lavere koblingseffektivitet og dermed føre til at de kurvene som skiftet utover i figur 2.2, begynner å bevege seg tilbake mot sitt opprinnelige leie. Det er rimelig å tro at når volumet av tiltak når et visst nivå, kan likevektsløsningen bli liggende innenfor punktet A, som representerer markedsløsningen uten arbeidsmarkedstiltak.

## (ii) Effekt av økt konkurranse om jobber

Hvis arbeidsmarkedstiltak i gjennomsnitt virker etter hensikten for de individene som blir direkte berørt, øker de arbeidslediges effektive arbeidstilbud. Dette vil innebære at de arbeidsledige søker mer effektivt og/eller blir mer attraktive for arbeidsgiverne. Et resultat av dette er trolig at færre blant de arbeidsledige trekker seg helt ut av arbeidsmarkedet.

De aktive tiltakene har i så fall en positiv effekt på det totale arbeidstilbudet. I figur 2.1 vil dette komme til uttrykk ved at den vertikale kurven som angir arbeidsstyrken, skifter mot høyre. Lønnsfastsettelseskurven vil da også skifte mot høyre fordi arbeidstakernes "outside option" – og dermed deres forhandlingsstyrke – blir dårligere. Dette kan forklares på følgende måte: Når flere tilbyr sin arbeidskraft mer aktivt og kompetent, vil et større antall personer konkurrere om det samme antallet jobber på en mer effektiv måte. For det samme nivået på ordinær sysselsetting synker da sannsynligheten for å finne en jobb hvis man blir arbeidsledig. Man kan også formulere dette som at "insiderne" på arbeidsmarkedet blir utsatt for en mer effektiv konkurranse fra "outsiderne". Arbeidstakerne blir da villige til å gi mer i forhandlingene med arbeidsgiverne for å unngå brudd.

Figur 2.3. Lønnsfastsettelse og sysselsetting. Effekt av økt konkurranse om jobber



Innenfor effektivitetsløns- eller motiveringsmodellene for lønnsfastsettelse kan man forklare sammenhengen som følger: Når sysselsettingssannsynligheten for den enkelte arbeidstaker synker, må arbeidsgiverne gi mindre lønnspremie for å tiltrekke seg arbeidskraft eller motivere til innsats fordi alternativet til en jobb i deres bedrift blir relativt dårligere. Når lønnsfastsettelseskurven skifter mot høyre, reduseres reallønnen, og sysselsettingen øker, som vist i figur 2.3.

Det er vanskelig å se at dimensjoneringen av aktive arbeidsmarkedstiltak påvirker konkurranseeffekten (skiftet i lønnsfastsettelseskurven) ut over at den kan påvirke tiltakseffekten på individnivå for de arbeidsledige som blir direkte berørt, det vil si at den marginale konkurranseeffekten blir mindre (større) dersom høyere tiltaksomfang reduserer (øker) kvaliteten på tiltakene, gjør seleksjonen av tiltaksdeltakere mindre (mer) positiv med hensyn til forventet tiltaksutbytte, eller minker en eventuell positiv signaleffekt til arbeidsgiverne av tiltaksdeltakelse. Med marginaleffekt menes da det ekstra skiftet i lønnsfastsettelseskurven som følger av en økning i tiltaksvolumet. Dette betyr i så

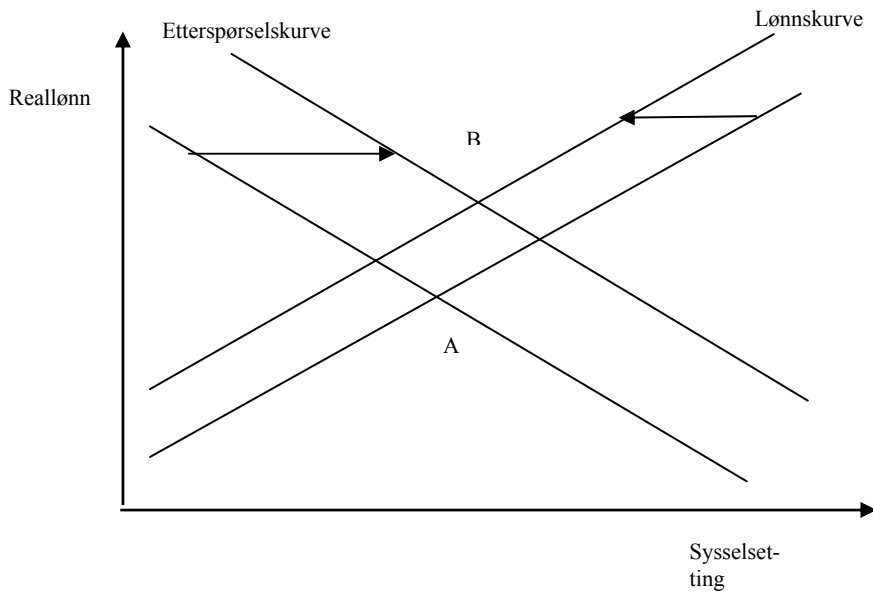
fall at virkningen av økt dimensjonering på konkurranseeffekten kan studeres på individnivå.

Det kan imidlertid være grunn til å tro at en eventuell positiv effekt av tiltak på konkurransen om jobber i det ordinære arbeidsmarkedet er sterkere i gode enn i dårlige tider. I dårlige tider vil arbeidsgivere i liten grad ønske å rekruttere. Det er da få nye jobber å konkurrere om. Å øke andelen av de arbeidsledige som deltar på tiltak for å øke konkurransen om jobber som ikke er der, kan derfor virke lite effektivt. Når det er mange ledige jobber i forhold til arbeidssøkere, vil en økning i det effektive arbeidstilbudet trolig bidra mer til å dempe lønnsveksten og øke sysselsettingen. I figur 2.3 har vi illustrert denne sammenhengen ved at det skiftet i lønnsfastsettingskurven som følger av et skift i arbeidstilbudet (Fra FS til FS'), øker med sysselsettingsnivået.

### (iii) Effekt av mer produktive arbeidssøkere

Når opplæringstiltak – kurs og arbeidstrening – øker deltakernes kompetanse eller tilpasser den bedre til markedets behov (omskolering), blir de arbeidsledige mer produktive og derfor mer attraktive for arbeidsgivere på det ordinære arbeidsmarkedet (Calmfors 1994). Samlet sett gjør dette hele arbeidsstyrken mer produktiv. Til samme lønnsats ønsker dermed arbeidsgiverne å ansette flere, og etterspørselskurven skifter, som vist til høyre i figur 2.4.

Figur 2.4. Lønnsfastsettelse og sysselsetting. Økt produktivitet



Dette fører til økt ordinær sysselsetting. Økt produktivitet blant jobbsøkerne kan imidlertid også føre til at deres terskel for hva som anses som akseptable jobbtillbud heves, eller med andre ord at reservasjonslønnen øker. Hvis det er tilfellet, vil den stigende lønnsfastsettingskurven skifte mot venstre. Figur 2.4 illustrerer at denne mekanismen i så fall vil redusere den initialt positive effekten på ordinær sysselsetting. I hvilken grad "reservasjonslønnseffekten" er viktig, er et empirisk spørsmål.

På samme måte som for konkurranseeffekten er det vanskelig å se at dimensjoneringen av aktive arbeidsmarkedstiltak påvirker produktivitetseffekten (skiftet i etterspørselskurven) ut over at den kan påvirke tiltakseffekten for de individuelle arbeidsledige som blir direkte berørt, det vil si at den marginale produktivitetseffekten blir mindre dersom høyere tiltaksomfang reduserer kvaliteten på den opplæringen som gjennomføres, eller gjør seleksjonen av tiltaksdeltakere mindre positiv med hensyn til den forventede kompetansehevingen som følger av opplæringen.

Det kan argumenteres for at det er riktig å satse relativt mye på kompetansehevende opplæringsprogrammer i forhold til andre typer arbeidsmarkedstiltak når økonomien er inne i lavkonjunkturer. Den depresierende virkningen av ledigheten på de arbeidslediges kvalifikasjoner kan dempes eller snus ved at de benytter tiden til undervisning og kursvirksomhet. Dette forutsetter imidlertid at kvaliteten på disse tiltakene ikke blir vesentlig redusert, for eksempel på grunn av en rask vekst i omfanget. Calmfors et al. (2002) advarer også mot at det i en lavkonjunkturperiode kan være vanskelig å vite hvilken type kompetanse det er riktig å investere i fordi man ikke vet hvordan etterspørselen vil være sammensatt når oppgangen kommer.

Kompetansehevende opplæringstiltak har trolig større innlåsningseffekt enn mer formidlingsfremmende jobbsøkerkurs og subsidierte arbeidsplasser. Når det er få ledige jobber, er dette imidlertid av mindre betydning for endringen i deltakernes jobbsannsynlighet i tiltaksperioden.

#### (iv) Fortrengningseffekt

Aktive arbeidsmarkedstiltak har fortrengningseffekt dersom deltakerne skaffer seg jobb på bekostning av andre arbeidssøkere. Direkte fortrengning kan skje ved *substitusjon*. Det innebærer at arbeidsgiveren velger tiltaksdeltakeren fremfor en ordinær arbeidssøker. Dette skjer særlig i tilknytning til programmer som subsidierer arbeidsgivernes lønnsutgifter hvis de ansetter tiltaksdeltakere. I privat sektor vil dette hovedsakelig skje dersom tiltaksdeltakere og andre ordinære arbeidstakere representerer omtrent samme type arbeidskraft. Det innebærer at de to gruppene kan erstatte hverandre innen samme funksjon i produksjonsprosessen (men ikke nødvendigvis en til en). Dersom de to gruppene representerer komplementære typer arbeidskraft – det vil si at de understøtter hverandre i produksjonen – vil etterspørselen etter ordinære ar-



beidstakere øke når lønnen til tiltaksdeltakere blir subsidiert. Dette skjer fordi den marginale produktiviteten til ordinære arbeidstakere øker når det ansettes flere tiltaksdeltakere.

Det er imidlertid viktig å få fram at selv om en substitusjonseffekt kan gjøre seg gjeldende, betyr ikke det nødvendigvis at tiltaket ikke har noen positiv sysselsettingseffekt. Dersom den som fortrenses – for eksempel en kortidsledig – klarer seg bedre på egen hånd sammenlignet med en som fortrenses – for eksempel en langtidsledig – kan dette øke sysselsettingsnivået ved å forsterke konkurransen om jobbene.

Direkte fortrenning kan også skje gjennom *dødvectstap*. Det innebærer at den arbeidsledige tiltaksdeltakeren som får jobben, alternativt ville ha blitt ansatt på ordinære vilkår i samme jobb. Hvis det er mulig for en arbeidsgiver å velge mellom å ansette en arbeidssøker på ordinære vilkår eller som tiltaksdeltaker til redusert pris, vil det siste alternativet bli foretrukket ut fra en lønnsomhetsbetraktning. Selv om en tiltaksplass er et dødvectstap, innebærer ikke det at den ikke har sysselsettingseffekt. Plassen kan frigjøre lønnsmidler i virksomheten, spesielt i offentlig sektor, som kan bli benyttet til å øke etterspørselen etter annen type arbeidskraft.

Fortrenningseffekt er først og fremst knyttet til programmer som subsidiere lønnskostnadene til tiltaksdeltakere i private bedrifter, og som oppretter midlertidige tiltaksjobber i offentlig sektor. Det er imidlertid også mulig at det kan oppstå fortrenningseffekt mellom ordinær utdanning og de opplæringsprogrammene som finansieres innenfor den aktive arbeidsmarkedspolitikken.

I figur 2.1 vil netto fortrenning av ordinære arbeidstakere fremstå ved at etterspørselskurven skifter mot venstre. Dette vil føre til at både sysselsettingsnivået og reallønnen reduseres.

Hvordan fortrenningsmekanismer, av typen substitusjonseffekt og dødvectstap, påvirkes gjennom dimensjoneringen av den aktive arbeidsmarkedspolitikken, er vanskelig å si. Det kan være slik at gruppen av tiltaksdeltakere og andre arbeidsledige i gjennomsnitt blir likere ettersom tiltaksandelen øker. Med likere menes da at de i større grad har egenskaper som gjør at de representerer samme typen arbeidskraft i produksjonsprosessen. I så fall vil de som ansettes i tiltaksjobber, i stadig større grad representere samme type arbeidskraft som ordinære arbeidssøkere ettersom deltakerandelen blant de arbeidsledige øker. Dermed blir også den negative substitusjonseffekten mellom ordinære arbeidstakere og tiltaksdeltakere stadig sterkere.

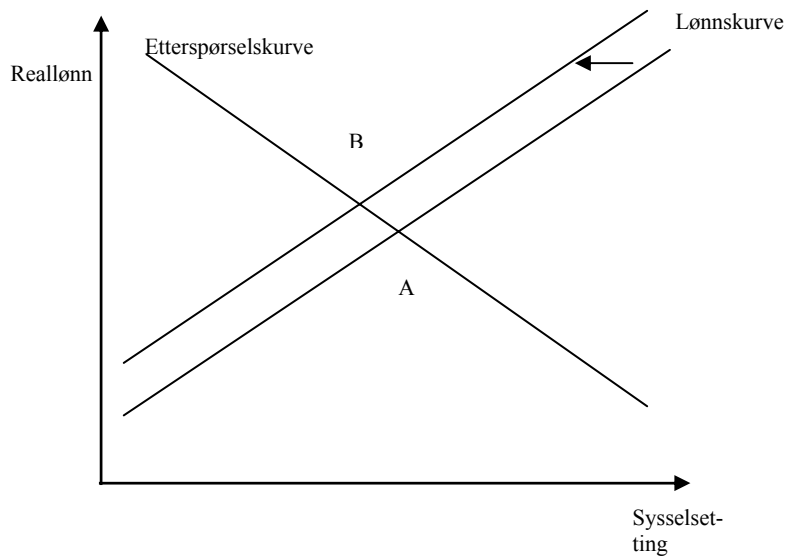
#### (v) Effekt via lønnsdannelsen

I innledningen til dette kapitlet ble den positive sammenhengen mellom lønnspress og sysselsetting (den stigende lønnsfastsettelseskurven) begrunnet med at høy arbeidsledighet virker dempende på arbeidstakernes lønnskrav og/eller arbeidsgivernes tendens til å bruke gode lønnstilbud i konkurransen

om arbeidskraften. Forutsetningen for denne sammenhengen er at den trusselen arbeidsledighet representerer, øker med ledighetsraten. Både fordi risikoen for å miste den jobben man har, da øker, og fordi sannsynligheten for å finne en ny synker. Mer generelt kan det antas at jo større velferdstapet ved å være arbeidsledig er, desto mer dempende vil et gitt nivå på den ordinære arbeidsledigheten virke på lønnspresset (Oswald 1986, Layard et al. 1991). Spørsmålet blir da hvordan sannsynligheten for å bli deltaker i aktive arbeidsmarkeds tiltak påvirker dette tapet. Som allerede nevnt i kapitlet om tiltakseffekt på mikronivå, finnes det i denne sammenheng to tilsynelatende motstridende hypoteser i den økonomiske faglitteraturen.

På den ene siden er det de som har argumentert for at muligheten for å bli tiltaksdeltaker reduserer velferdstapet ved å være arbeidsledig, blant annet fordi dette kan gi en bedre karriereutvikling i senere perioder, og/eller fordi det generelt gir en mer meningsfull hverdag i ledighetsperioden (Calmfors og Nymoen 1990, Korpi 1994, Calmfors og Lang 1995). Hvis dette er tilfellet, vil den lønnsdempende effekten av et gitt nivå på arbeidsledigheten via denne mekanismen isolert sett avta med den andelen av de arbeidsledige som deltar på tiltak.

Figur 2.5. Lønnsfastsettelse og sysselsetting. Effekt via lønnsdannelsen



I figur 2.5 har vi illustrert dette ved at lønnsfastsettingskurven skifter mot venstre, i retning av et likevektsnivå med høyere lønn og lavere sysselsetting.

På den annen side er det argumentert for at sannsynligheten for å måtte delta på tiltak kan øke velferdstapet og dermed stimulere arbeidsledige til en ekstra innsats for å komme ut av ledigheten (Rosholm og Svarer 2004). Som nevnt foran forutsetter en slik trusseffekt at deltakelse på aktive arbeidsmarkedstiltak oppfattes negativt og som et resultat av tvang. Dersom dette er tilfellet, vil et høyere tiltaksvolum via denne mekanismen isolert sett øke den lønnsdempende effekten av et gitt nivå på arbeidsledigheten. I figur 2.5 vil dette skje (ikke illustrert) ved at lønnsfastsettingskurven skifter mot høyre, i retning av et likevektsnivå med lavere lønn og høyere sysselsetting.

---

## Studier av tiltak fra andre land – hva kan vi lære om dimensjonering?

Målt som prosent av BNP har USA siden 1980-tallet hatt et vesentlig lavere nivå på utgiftene til aktive arbeidsmarkedstiltak enn vesteuropeiske land (se tabell A1 og A2 i appendiks A). Forskningsbaserte evalueringer av i hvilken grad tiltakene har virket i forhold til målsettingene, startet imidlertid tidligere og var mer utbredt i USA enn i Europa fram til for cirka ti år siden. Helt fra de tidlige variantene av aktive arbeidsmarkedstiltak ble startet opp i USA på 1960-tallet, har evalueringer av tiltakenes effekt blitt lagt opp som en integrert del av virksomheten (Kluve og Schmidt 2002). Først i løpet av 1990-tallet ble forskningen om effekt av arbeidsmarkedstiltak på sysselsettingsutviklingen i europeiske land trappet opp. Det finnes nå en stor forskningslitteratur om emnet på begge sider av Atlanterhavet.

I dette kapitlet oppsummeres noen sentrale resultater fra denne forskningen, og vi diskuterer deres relevans for hovedspørsmålene knyttet *til dimensjonering*: Hvordan påvirker en økning i det samlede tiltaksnivået den aktive arbeidsmarkedspolitikken effektivitet på mikronivå – for den enkelte arbeidsledige som blir direkte berørt, og på makronivå – for sysselsettingsutviklingen i hele arbeidsstyrken? I hvilken grad avtar en eventuell positiv effekt med tiltaksnivået, og hvordan avhenger sammenhengene av konjunktursituasjonen?

Målsettingen med aktive arbeidsmarkedstiltak er å bedre sysselsettings- og lønnsutviklingen i arbeidsstyrken. I Europa har dette først og fremst vært en strategi for å bekjempe arbeidsledighet og øke sysselsettingsandelen i befolkningen. I studier fra europeiske land har man derfor vektlagt tiltakenes effekt på de arbeidslediges mulighet til å skaffe seg jobb og på deres tilbøyelighet til å forbli en del av det aktive arbeidstilbudet.

I USA har man i større grad vært opptatt av tiltakenes effekt på deltakernes lønnsutvikling og derigjennom deres mulighet for å unngå fattigdom. Bak-

grunnen for denne forskjellen i vektlegging er at mens mange europeiske land har slitt med et høyt og vedvarende arbeidsledighetsproblem, har man i USA et stort problem med fattigdom blant sysselsatte arbeidstakere på bunnen av lønnsfordelingen. Eller med andre ord: I Europa har lavproduktiv arbeidskraft problemer med å få jobb. I USA har denne arbeidskraften problemer med å leve av de jobbene de får.

Både målsettingene for den norske arbeidsmarkedspolitikken og institusjonene i det norske arbeidsmarkedet er mer i overensstemmelse med tilsvarende forhold i Vest-Europa enn i Nord-Amerika. I denne gjennomgangen legger vi derfor først og fremst vekt på relativt nye europeiske effektevalueringer av den aktive arbeidsmarkedspolitikken.

Vi oppsummerer først empiriske resultater fra internasjonale mikrostudier av tiltakenes effekt på individuelle arbeidslediges sysselsettingsutvikling, både som følge av eventuelle trusler om påtvungne tiltak, og som følge av selve deltakelsen. Når det gjelder den siste typen effekt, vil vi skille mellom forskjellige typer tiltak. Disse studiene skal fange opp gjennomsnittseffekten av tiltak for de arbeidsledige som blir direkte berørt.

Videre skal vi oppsummere studier på makronivå. Denne typen studier kan i prinsippet fange opp den samlede effekten av den aktive arbeidsmarkedspolitikken for hele arbeidsstyrken; både via virkningene på sysselsettingssituasjonen til de individene som blir direkte berørt, og via endringer som utløses av de generelle tilpasningsprosessene på arbeidsmarkedet.

### 3.1 Mikrostudier av arbeidsmarkedstiltak: Effekt for individuelle arbeidsledige

En klar overvekt av den internasjonale evalueringslitteraturen dreier seg om å vurdere partiell effekt av tiltaksprogrammer på sysselsettingsutviklingen til individuelle arbeidsledige. Det kan hevdes at den sterke fokuseringen på denne typen studier er dårlig motivert siden effektiviteten av den aktive arbeidsmarkedspolitikken i siste instans må vurderes ut ifra effekten på sysselsettingen i hele arbeidsstyrken. De store data- og metodeproblemene knyttet til makrostudier på dette feltet er trolig en viktig bakgrunn for den sterke fokuseringen på slike partielle mikrostudier. Som det ble påpekt foran, er imidlertid en positiv effekt av tiltakene på sysselsettingssituasjonen til de arbeidsledige som direkte berøres, en nødvendig betingelse for at tiltakene skal ha positiv effekt på arbeidsstyrken som helhet. Og på tross av sterk fokusering og betydelige forskningsmessige fremskritt hersker det fortsatt usikkerhet med hensyn til effekten av forskjellige typer tiltak for den enkelte deltaker. Kluve og Schmidt (2002: 422) begrunner fokuseringen på partielle analyser av deltakere med følgende resonnement:

Under most conceivable circumstances, interventions that fail to improve labour market outcomes for their target group can hardly command a positive net effect on the economy. Correspondingly, in many European countries the current discussion of the impact of ALMP mainly regards possible consequences for the employment situation of the workers targeted by these programs.

Prioriteringen av denne typen studier kan altså begrunnes ut fra et resonnement om at det er ønskelig å fastslå om den nødvendige betingelsen – effekt i målgruppen – er oppfylt før man går løs på den enda vanskeligere oppgaven å studere konsekvensene for sysselsettingen i hele arbeidsstyrken.

Arbeidsmarkedstiltak har først og fremst vært motivert ut ifra at de skal virke produktivitets-, motivasjons- eller formidlingsfremmende for dem som deltar, og dermed øke deres sysselsettingsmuligheter. Blant de europeiske studiene av tiltakseffekt på individnivå har et flertall forsøkt å identifisere den gjennomsnittelige netto tiltakseffekten for dem som deltar. I senere år har man i europeiske land også blitt opptatt av hvordan det å få et tilbud eller pålegg om deltakelse påvirker jobbsøkeratferden til alle de arbeidsledige. Denne fokuseringen har blitt sterkere etter at elementet av tvungen deltakelse for arbeidsledige som mottar dagpenger, har blitt mer fremtredende i flere land. I tilfeller der det er innført sanksjoner mot arbeidsledige som ikke aksepterer tilbud om tiltaksdeltakelse, har forskere forsøkt å identifisere trusseffekten.<sup>6</sup> I resten av dette kapitlet oppsummerer vi først resultatet fra studier av faktisk deltakelse. Dernest oppsummerer vi resultater fra studier som har forsøkt å identifisere trusseffekten.

### Effekt av faktisk deltakelse på arbeidsmarkedstiltak

Utfallsvariablene i slike studier er mål for individenes sysselsettingsutvikling etter at tiltakene de deltar i, er påbegynt og/eller avsluttet. Dette kan være lengden på arbeidsledighetsperioden, overgangssannsynligheter mellom ledighet og jobb eller lignende indikatorer for endringer i individets arbeidsmarkedssituasjon. Den kausale sammenhengen som skal identifiseres, er netto tiltakseffekt; hvordan selve programvirksomheten påvirker deltakernes sysselsettingsutvikling.

Kluve (2006) gjennomgår nyere europeiske effektevalueringer av aktive arbeidsmarkedstiltak. Oversiktsstudien er spesielt interessant i denne sammenheng fordi den inkluderer landenes utgiftsnivå med hensyn til aktive arbeidsmarkedstiltak som forklaringsvariabel i en (meta)analyse av resultatene fra evalueringsstudiene. De fleste av de studiene som beskrives, benytter data

---

6. Se kapittel 2.1 for en nærmere forklaring av netto tiltakseffekt og trusseffekt.

fra 1990-tallet eller senere, og noen går helt tilbake til begynnelsen av 1980-tallet. Denne oversiktsstudien gjennomgår cirka 73 evalueringer fra 18 europeiske land, hvorav nesten alle er publisert i 2000 eller senere. 14 er fra Tyskland og 12 fra Sverige. Alle studiene er ifølge forfatteren såkalte "credible evaluation studies". Dette spesifiseres til såkalte "tredje generasjons studier" basert på, i noen få tilfeller, eksperimentelle data, eller de til nå best begrunnede statistiske teknikkene for å analysere ikke-eksperimentelle data. Ifølge forfatteren har alle evalueringene veldefinerte utfallsvariabler, akseptable og godt dokumenterte teknikker for å løse seleksjonsproblemet.<sup>7</sup>

Kluve (2006) gir dermed en "state of the art"-fremstilling av hva man ved hjelp av kvantitativ forskningsmetode kan si om effekt av den aktive europeiske arbeidsmarkedspolitikken på tiltaksdeltakernes sysselsettingsutvikling. I vår oppsummering av resultater fra denne typen evalueringer tar vi derfor utgangspunkt i denne studien og supplerer med resultater fra andre oversiktsstudier, blant annet Heckmann et al. (1999), som gjennomgår resultater av tidligere publiserte evalueringer basert på data fra USA og Europa, og Kluve og Schmidt (2002) og Kluve (2005), som gir en grundigere gjennomgang av de enkelte studiene i Kluve (2006).

Forfatteren beskriver alle studiene ved en skjematisk gjennomgang av den type programmer som evalueres med hensyn til målgrupper, observasjonsperiode, data design, metode, utfallsvariabler og resultater. Basert på denne gjennomgangen gir han først en deskriptiv oppsummering av de hovedmønstrene som avtegner seg med hensyn til hvordan forskjellige typer tiltak virker på deltakernes sysselsettingsutvikling. Dernest gjør han en systematisk statistisk analyse der hver enkelt evaluering inngår som observasjon, og mål for estimert effekt av programmene er avhengige variabler. Kjennetegn ved evalueringene samt makroøkonomiske og institusjonelle forhold i de landene og periodene de gjennomføres, er forklaringsvariabler i denne (meta)analysen.

De aktive arbeidsmarkedsprogrammene deles inn i fire hovedkategorier:

- i) Opplæringsprogrammer som i hovedsak tar sikte på å øke deltakernes kompetanse eller gjøre den mer tilpasset behovene på arbeidsmarkedet (omskolering). Jmført med Eurostat (2005) benyttet EU landene i 2003 40 prosent av de offentlige bevilgningene til aktive arbeidsmarkedstiltak på denne typen programmer.<sup>8</sup>
- ii) Incentivprogrammer som skal gjøre det mer fordelaktig for arbeidsgivere i privat sektor å ansette arbeidssøkere fra målgruppene for tiltakene. Lønnssubsidier er det mest vanlige virkemiddel

7. "The vast majority of studies are based on non-experimental data. Regarding identification strategies in this regard, the 'third generation' of program evaluation generally uses either matching estimators or duration models, with few exceptions" Kluve (2006: 9).

8. Utgifter til jobbsøkingkurs – av typen jobbklubber – er ikke regnet med i bevilgningene.

- som blir benyttet. Etableringsstøtte til arbeidsledige som vil starte opp egen bedrift, faller også inn under denne kategorien.
- iii) Programmer som oppretter midlertidige jobber for arbeidsledige i offentlig sektor.
  - iv) Programmer for bedre jobbsøking. Dette er en sammensatt gruppe tiltak som har til felles at de tar sikte på å effektivisere selve jobbsøkningsprosessen. I denne kategorien inkluderes programmer som overvåker, assisterer, gir råd og motiverer med hensyn til den fremgangsmåten arbeidsledige benytter når de leter etter jobb. Disse programmene inneholder ofte et sett av sanksjoner dersom den arbeidsledige jamført med regelverket og/eller administratorenes vurdering ikke følger opp på en tilfredsstillende måte. Et eksempel på uakseptabel atferd kan være å avslå et tilbud om jobb. Sanksjoner er ofte knyttet til reduksjoner i trygdeutbetalingene. I de studiene Kluve (2006) gjennomgår, er det ikke mulig å skille mellom programmer som inneholder eller ikke inneholder sanksjoner.

Basert på den deskriptive gjennomgangen av de 73 evalueringene skisserer Kluve (2006) noen hovedmønstre som fremtrer med hensyn til arbeidsmarkedstiltakenes effekt på deltakernes sysselsettingsutvikling:

*Opplæringsprogrammer:* Når det gjelder denne tiltakskategorien, viser evalueringene varierende resultater. I noen få tilfeller er netto tiltakseffekt negativ, i de fleste tilfellene ikke signifikant eller svakt positiv. Med netto tiltakseffekt menes summen av innlåsningseffekten (mens tiltaket pågår) og behandlingseffekten (etter avsluttet tiltak) på deltakernes sysselsettings sannsynlighet.<sup>9</sup> Et hovedmønster er imidlertid at den siste, altså, behandlingseffekten, er signifikant positiv. Dette kan tolkes som at opplæringsprogrammene tilfører deltakerne kompetanse som bedrer deres muligheter på arbeidsmarkedet, men bedringen er ofte så liten at den ikke oppveier at deltakernes jobbsannsynlighet synker mens de går på tiltaket.

De aller fleste studiene som beskrives i Kluve (2006), evaluerer imidlertid kortidseffekten. Denne fokuseringen er hovedsakelig motivert ut fra tilgangen på data. Noen få studier ser på langtidseffekten av opplæringsprogrammer på deltakernes sysselsettingssituasjon. To tyske paneldatastudier; Lechner et al. (2004, 2005), viser at syv år etter tiltaket var avsluttet, har opplæringen totalt sett hatt positiv effekt på deltakernes sysselsettingsutvikling. En svensk studie, Richardson og van den Berg (2001), viser at en signifikant positiv effekt av arbeidsmarkedstrening (AMU) som ble observert kort tid etter tiltakets

---

9. Se kapittel 2.1 for en nærmere beskrivelse av de ulike elementene i den totale tiltakseffekten.



avslutning, forsvant når deltakernes sysselsettingsutvikling ble fulgt over en lengre periode. Disse studiene understreker behovet for å forske på effekt av tiltaksdeltakelse over en lengre tidsperiode. Dette vil i økende grad blitt mulig med den typen av registerbaserte paneldata som nå er tilgjengelige for forskere i flere land, og som dekker stadig lengre observasjonsperioder.

Når det gjelder sammenhengen mellom tiltakseffekten av opplæringsprogrammer og konjunkturforløp, finner Kluve (2006) ikke noen åpenbar systematikk basert på de studiene han gjennomgår. Calmfors et al. (2002) går igjennom svenske evalueringer av opplæringsprogrammer på 1980- og 1990-tallet. Studien basert på data fra 1980-tallet viser gjennomgående mer positive resultater. Calmfors et al. tolker dette blant annet som et resultat av de dårlige konjunktorene på 1990-tallet. Kluve et al. (2005: 170) mener imidlertid at denne forskjellen mellom svenske evalueringer fra 1980- og 1990-tallet kan være et resultat av at evalueringsmetodene som ble benyttet i de senere studiene, var mer holdbare.

Lechner og Wunsch (2006) analyserer kort-, medium- og langtidseffekten på sysselsettingen og inntekstutviklingen ved deltakelse på tiltak basert på tyske registerdata. Resultatene viser generelt at det er negativ innlåsnings-effekt, men positiv effekt på sysselsettingen og lønnsutviklingen på medium og lang sikt. De finner også at effekten varierer over tid, og at denne variasjonen er relatert til nivået på arbeidsledigheten ved tiltaksstart. Den negative innlåsnings-effekten er sterkere i perioder med lav arbeidsledighet, og den positive langtidseffekten er større i perioder med høy arbeidsledighet. Lechner og Wunsch oppsummerer med en policy-konklusjon: Når konjunktorene bedres, og arbeidsledigheten faller, bør volumet av tiltak reduseres mer enn det den proporsjonale reduksjonen i ledigheten skulle tilsi. På den annen side, når konjunktorene forverres, bør andelen av de arbeidsledige som deltar på tiltak, økes.

*Midlertidige jobber i offentlig sektor:* Evalueringene i Kluve (2006) av denne kategorien tiltak viser gjennomgående ikke-positiv effekt på deltakernes sysselsettingsutvikling. Forfatterens konklusjon er dermed entydig med hensyn til effekten av denne typen tiltak på deltakernes sysselsettingsutvikling:

The evidence across countries suggests that treatment effects of public sector job creation on individual employment probabilities are often insignificant, and frequently negative (Kluve 2006: 10).

*Insentivprogrammer:* Evalueringene i Kluve (2006) av programmer med lønns subsidierte arbeidsplasser i privat sektor viser gjennomgående positiv effekt for deltakernes sysselsettingsutvikling:

Virtually all studies that evaluate private sector wage subsidy programs – such as several studies from Denmark, but also evidence from Sweden, Norway, Italy etc – asserts beneficial impacts on individual employment probabilities (Kluve 2006: 10).

Disse positive resultatene for målgruppene må imidlertid veies opp mot at denne typen programmer i sterk grad fortrenger annen type sysselsetting. Fortrengningseffekt gjør seg trolig også gjeldende i tilknytning til midlertidige jobber i privat sektor. Calmfors et al. (2002) refererer til en rekke svenske survey-undersøkelser der tiltaksdeltakere, arbeidsgivere og byråkrater i arbeidsmarkedsetaten er blitt spurt om subsidierte jobber og midlertidige jobber i offentlig sektor fortrenger andre jobber. Så å si alle disse studiene tyder på at ordinær sysselsetting i betydelig grad fortrenges av denne typen arbeidsmarkedsprogrammer.

*Programmer for jobbsøking:* Gjennomgangen av studiene i Kluve (2006) som evaluerer programmene for å effektivisere jobbsøkingen, tyder på at denne typen tiltak bidrar til å bedre deltakernes sysselsettingsutvikling. Flere av disse studiene er basert på eksperimentelle data, noe som ifølge forfatteren gir spesielt robuste resultater.

I tillegg til at evalueringene varierer med hensyn til de programtypene som studeres, er de også forskjellige med hensyn til en lang rekke andre kjennetegn: datadesign, statistisk metode, målgrupper for programmene, den økonomiske situasjonen, de institusjonelle forholdene i arbeidsmarkedene der programmene gjennomføres og dimensjoneringen av den aktive arbeidsmarkedspolitikken. Dette er forhold som kan påvirke den estimerte effekten av tiltaket på utfallsvariablene. For å kartlegge dette nærmere gjør Kluve (2006) en såkalt metanalyse av de publikasjonene han gjennomgår. Dette er en systematisk statistisk analyse der observasjonene er evalueringer av spesifikke arbeidsmarkedsprogrammer. De 73 publikasjonene det er referert til ovenfor, kan dermed bidra med flere datapunkter hvis de inneholder analyser av mer enn ett program. I tillegg inngår også eldre europeiske studier som er gjennomgått i Heckmann et al. (1999) i metaanalysen. Til sammen er det 137 separate tiltaksevalueringer i datamaterialet som benyttes.

Den avhengige variabelen i analysen er sannsynligheten for at evalueringene viser signifikant positiv effekt på deltakernes sysselsettingsutvikling.<sup>10</sup> Dette er tilfellet for 55 prosent av tiltakene, mens 21 prosent har signifikant negativ effekt, og resten viser ingen effekt.

Fire kategorier forklaringsvariabler benyttes: a) Type program defineres ved de fire kategoriene som er spesifisert ovenfor. I analysene skilles det også mellom tiltak som er rettet mot ungdom, og de som ikke er det. b) Datadesign

10. I noen spesifikasjoner blir den avhengige variabelen analysert med tredelt utfall: positiv, negativ eller ingen effekt.

testes ved å skille mellom evalueringer som er, og ikke er, basert på eksperimentelle data. c) Institusjonell kontekst blir beskrevet ved fire variabler: Indeks for styrken i landenes oppsigelsesvern, to indekser som beskriver muligheten for midlertidige ansettelser og reguleringen av vikarbyråer. Disse indikatorene for graden av liberalisering på arbeidsmarkedet er hentet fra OECD (2004) Employment Outlook. I tillegg beskrives den institusjonelle konteksten ved brutto dekningsgrad i arbeidsledighetstrygden. d) Den økonomiske situasjonen i landene der tiltakene gjennomføres, blir beskrevet ved arbeidsledighetsraten og årlig vekst i BNP. Sist, men ikke minst i denne sammenheng, inkluderes et mål for den absolutte dimensjoneringen av aktive arbeidsmarkedstiltak: offentlige utgifter til aktive arbeidsmarkedstiltak som andel av BNP.

Forskjellige varianter av denne grunnleggende modellen estimeres med todelt og tredelt utfall på den avhengige variabelen, med og uten dummier for land- og tidsperioder, analyser på hele datamaterialet og bare på studier fra 1990-tallet eller senere.

Når det gjelder den relative effektiviteten av forskjellige programtyper, gir alle spesifikasjonene de samme resultatene: Evalueringer av opplæringsprogrammer har lav (ikke signifikant) sannsynlighet for å gi positiv effekt på deltakernes arbeidsmarkedssituasjon. Insentivprogrammer og programmer for å effektivisere jobbsøkingen har betydelig større sannsynlighet for å lykkes. Evalueringer av tiltak innen disse kategoriene har 40 til 50 prosent høyere sannsynlighet for å gi et signifikant positivt resultat enn evalueringer av opplæringsprogrammer. Tilsvarende har evalueringene av programmer for etablering av midlertidige jobber i offentlig sektor 40 til 60 prosent lavere sannsynlighet for å komme fram til et positivt resultat.

Med hensyn til målgruppe viser analysene at studier av tiltak rettet spesielt mot ungdom generelt har 40–60 prosent lavere sannsynlighet for å komme ut med et positivt resultat enn evalueringene enn tiltak rette mot arbeidsledige voksne.

De økonomiske bakgrunnsvariablene har gjennomgående liten effekt på utfallet av analysene. Arbeidsledighetsnivået har i noen av beregningene en signifikant positiv effekt på sannsynligheten for at tiltakene skal være effektive. Dimensjoneringsindikatoren – utgiftene til aktive arbeidsmarkedstiltak som andel av BNP – har ingen signifikant effekt på utfallet av evalueringene i noen av de modellene som analyseres. Det samme gjelder BNP-vekst.

Når det gjelder de institusjonelle bakgrunnsvariablene, er det bare indeksen for oppsigelsesvern som slår signifikant ut. Jo sterkere oppsigelsesvernet er i de landene som gjennomfører tiltakene, desto lavere er sannsynligheten for at evalueringene tyder på at de har en positiv effekt på deltakernes selskapsutvikling.

### Effekten av deltakelse som trussel

I flere lands systemer for arbeidsledighetstrygd finnes det nå en mulighet for å pålegge langtidsarbeidsledige å delta på aktive arbeidsmarkedstiltak, blant annet i Nederland, Danmark og Sverige. Sanksjonene for ikke å motta slike tilbud fra arbeidsmarkedsetaten er at utbetalingen av dagpenger blir redusert eller stoppet for en viss periode.

Det finnes nå flere solide studier som tyder på at arbeidsledige raskere finner seg en jobb hvis de blir utsatt for et slikt press om å delta på tiltak. Det vil si at utsiktene til enten å få redusert trygd eller å måtte gjennomgå et arbeidsmarkedstiltak gjør at noen av dem som er arbeidsledige, øker innsatsen for å finne en jobb og/eller reduserer kravene til hva de anser for å være et akseptabelt jobbtilbud.

Black et al. (2003) analyserer effekten av å kreve at et utvalg av arbeidsledige trygdemottakere i Kentucky skulle delta på i arbeidstrenings- eller utdanningsprogrammer. Det viste seg at den gjennomsnittelige ledighetsperioden blant dem som ble tildelt plasser på slike programmer, sank med 2,2 uker. Nesten hele effekten var imidlertid et resultat av at mange av de arbeidsledige raskere fant seg jobb rett etter at de hadde mottatt beskjeden om at de var tildelt en slik obligatorisk tiltaksplass.

I Danmark ble det i 1994 lovfestet at de som mister jobben en periode, skal motta et tilbud om arbeidsmarkedstiltak. Dersom de ikke godtar dette, mister de retten til dagpenger. Den perioden danske arbeidsledige kan gå ledige med dagpenger uten å delta på tiltak, er gradvis blitt redusert. Selv om det formelt sett er mulig, blir kravet om tiltaksdeltakelse sjelden gjort gjeldende før det er gått et år. Mange av de arbeidsledige kan imidlertid vente betydelig lenger før de må delta på et tiltak. Rosholm og Svarer (2004) analyserer effekten av det danske systemet på sysselsettingsutviklingen til arbeidsledige menn i perioden 1998–2002. Ved å utnytte at sannsynlighet for å bli utsatt for krav om tiltaksdeltakelse varierer mellom individer og over tid, kan forskerne skille mellom trusseffekten og nettotiltakseffekten av deltakelse i forskjellige typer programmer. I denne studien identifiseres altså trusseffekten ved at de arbeidsledige reagerer på en antatt opplevd risiko for å bli påmeldt et tiltak, mens Black et al. (2003) identifiserer den ved at de faktisk ble påmeldt.

Rosholm og Svarer (2004) konkluderer med at tiltakseffekten av deltakelse på sannsynligheten for å komme i jobb bare er signifikant positiv for subsidierte arbeidsplasser i privat sektor. For midlertidige jobber i offentlig sektor og opplæringsprogrammer er denne nettotiltakseffekten signifikant negativ. Trusseffekten er imidlertid sterkt positiv og reduserer ledighetsperioden med i gjennomsnitt rundt tre uker. Studien tyder altså på at verken de danske opplæringsprogrammene eller midlertidige jobber i offentlig sektor tilfører de arbeidsledige kompetanse, motivasjon eller kontakter som øker deres muligheter på det ordinære arbeidsmarkedet. Denne studien indikerer tvert imot at gjennomføring faktisk reduserer deltakernes muligheter.

I kapittel 2.1 drøftet vi hvordan tvang kan påvirke utvelgelsen av tiltaksdeltakere med hensyn til det utbyttet de får av treningen, opplæringen eller formidlingen som tilbys i programmene. Vi åpnet for at innføring av tvang kunne ha både en positiv og en negativ sorteringseffekt i denne sammenheng. Ut fra Rosholm og Svarer (2004) er det ikke mulig å konkludere med hensyn til hvordan selve tvangselementet i tiltakssystemet påvirker sorteringen av deltakere eller selve kvaliteten av programmene. Det er imidlertid grunn til å understreke at en slik påvirkning kan gjøre seg gjeldende. Resultater med hensyn til tiltakseffekten av et system med et så klart tvangselement som det danske, kan dermed ikke uten videre overføres til et system som ikke benytter tvang.

Aktive arbeidsmarkedsregimer som benytter tvang, står overfor et dilemma. På den ene siden er tiltakene begrunnet med at de skal øke deltakernes produktivitet og søkerkapasitet ved å tilføre dem kompetanse og nettverk. På den annen side forutsetter trusseffekten at tiltakene virker avskrekkende på potensielle deltakere. Det er imidlertid vanskelig å tro at begge disse egenskapene kan gjøre seg gjeldende samtidig. Eller med andre ord: Hvorfor skulle kompetansehevende og nettverksbyggende tiltak som bedrer de arbeidslediges muligheter på arbeidsmarkedet samtidig ha en sterkt avskrekkende effekt? Rosholm og Svarer (2004:35) kommer i denne sammenheng med følgende betraktning:

There is an apparent contradiction between the need for effectiveness of the programmes and the need for deterrence. Looking at the estimated impacts from this and other papers from the Nordic countries, it would seem that a very active labour market policy regime relies mostly on the threat effect. On the other hand, if policy makers wanted explicitly to achieve a maximal threat effect, there would be several ways of doing that...

### 3.2 Makrostudier av arbeidsmarkedstiltak: Nettoeffekt i hele arbeidsstyrken

De effektparametrene som estimeres i makrostudiene, indikerer hvordan en økning i ressursinnsatsen til arbeidsmarkedstiltak påvirker utviklingen i forskjellige aggregerte arbeidsmarkedsvariabler: gjennomsnittelig lønnsvekst, samlet sysselsetting, arbeidsledighetsraten, forholdet mellom ledighet og vakanter, geografisk mobilitet med mer.

En typisk tolkning av effektparameteret i en analyse av tiltaksnivåets virkning på arbeidsledigheten er for eksempel virkningen av en prosentendring i bevilgningene til aktive arbeidsmarkedstiltak i et land/fylke eller en kommune på prosentendring i den nasjonale/regionale/lokale ledighetsraten. Denne typen studier er dermed direkte relevante for problemstillingene knyttet til dimensjonering. De makroøkonomiske studiene av denne typen i den interna-

sjonale litteraturen opererer imidlertid med lineære formuleringer av sammenhengen mellom dimensjoneringen av den aktive arbeidsmarkedspolitikken og de avhengige arbeidsmarkedsvARIABLENE. Dermed gir de ikke grunnlag for å drøfte spørsmålet om hvordan denne dimensjoneringseffekten endres med dimensjoneringen. Det vil si at disse studiene ikke gir svar på hvordan den marginale virkningene av å øke bevilgningene til tiltak endres med omfanget av den aktive arbeidspolitikken.

Sverige er, som tidlig beskrevet, det OECD-landet som i størst grad har benyttet aktive tiltak, og som først tok i bruk dette virkemiddelet i betydelig omfang. Det er derfor ikke rart at mange av de makrostudiene som er gjennomført, er basert på svenske data. Calmfors et al. (2002) oppsummerer de svenske makrostudiene fra slutten av 1980-tallet og fram til tusenårsskiftet. I alt dreier det seg om i overkant av 30 forskjellige publikasjoner basert på data som til sammen dekker perioden fra begynnelsen av 1960-tallet og fram til slutten av 1990-tallet. I disse studiene analyseres den aktive arbeidsmarkedspolitikkenes effekt på koblingen mellom ledige jobber og arbeidssøkere, fortrengning og lønnsdannelse. I tillegg oppsummeres såkalte reduserte formstudier, det vil si den samlede effekten av tiltaksnivået på sysselsettingsutviklingen i arbeidsstyrken. Med hensyn til den siste typen studier oppsummerer Calmfors et al. (2002) også makrostudier fra andre OECD-land som er gjennomført i samme periode.

I denne gjennomgangen av internasjonal litteratur går vi først gjennom hovedkonklusjonene i Calmfors et al. (2002) og supplerer så med resultater fra noen sentrale studier publisert etter 2001. Med hensyn til hvordan den svenske arbeidsmarkedspolitikken har virket via de forskjellige tilpasningsmekanismer på arbeidsmarkedet, kan vi, basert på Calmfors et al. (2002), oppsummerer med følgende punkter:

*Kobling av ledige jobber og arbeidstakere:* I hvilken grad tiltakene påvirker effektiviteten i den prosessen som gjør at arbeidsgivere med ledige jobber finner arbeidssøkere, kan analyseres ved å se på sammenhengen mellom tiltaksnivået på den ene siden og forholdet mellom vakanser og ledige på den andre. To svenske studier av denne typen (Jackman et al. 1990, Calmfors 1993) tyder ikke på at den aktive svenske arbeidsmarkedspolitikken har økt effektiviteten i kobling av vakanser og ledige arbeidssøkere.

Liten bevegelse av arbeidskraft mellom geografisk definerte arbeidsmarkeder bidrar til at lokale ulikevekter opprettholdes lenger. Høy geografisk mobilitet bidrar til at ledige jobber og arbeidstakere kobles raskere på det nasjonale arbeidsmarkedet. Effekten av tiltaksnivået på den geografiske mobiliteten kan dermed benyttes som en indikasjon på hvordan koblingseffektiviteten påvirkes av endringer i omfanget av den aktive arbeidsmarkedspolitikken. Calmfors et al. (2002:97) oppsummerer syv svenske studier av denne sammenhengen:

...the results concerning geographic mobility are mixed. But most of the evidence suggests that ALMPs have reduced mobility.

*Fortrengning av ordinær sysselsetting* kan anslås ved å analysere bedriftenes etterspørsel etter ordinære arbeidstakere i en relasjon der mål for tiltaksnivået på det aktuelle arbeidsmarkedet inngår som forklaringsvariabel. Fortrengningseffekten framkommer som differansen mellom den ordinære sysselsettingen som realiseres med og uten et gitt nivå på de aktive arbeidsmarkedstiltakene.

Calmfors et al. (2002) oppsummerer fire studier av denne typen basert på paneldata fra svenske kommuner på 1980- og 1990-tallet (Forsslund 1995, Forsslund og Kruger 1997, Löfgren og Wikstöm 1997, Edin et al. 1999). Konklusjonene er at fortrengningseffekten knyttet til jobbskapingprogrammer; subsidierte arbeidsplasser i privat sektor og midlertidige jobber i offentlig sektor, er betydelig. For rene opplæringsprogrammer ble det imidlertid ikke identifisert noen fortrengningseffekt. Dette er i tråd med forventningene basert på forskjeller i innholdet og organiseringen av disse tiltakstypene. I disse fortrengningsstudiene gjøres forskjellige metodiske grep for å takle simultanitetsproblemet knyttet til at nivået på arbeidsmarkedstiltakene påvirkes av situasjonene på arbeidsmarkedet.<sup>11</sup> Variasjoner i nivået på opplærings- og jobbskapingstiltak er trolig utsatt for de samme byråkratiske og politiske impulsene i denne sammenheng. Forskjellen i resultat med hensyn til fortrengningseffekten mellom de to tiltakstypene tyder, jamført med Calmfors et al. (2002), derfor på at simultanitetsproblemet er taklet på en tilfredsstillende måte.

*Lønnsdannelsen.* Som beskrevet i kapittel 2 kan den aktive arbeidsmarkedspolitikken teoretisk sett påvirke lønnsdannelsen gjennom flere mekanismer. Om det er en positiv eller negativ sammenheng mellom tiltaksnivået og lønnspresset på arbeidsmarkedet, er ikke entydig ut ifra de teoretiske sammenhengene. Calmfors et al. (2002) oppsummerer 16 svenske analyser, publisert mellom 1987 og 2000, av lønnsutviklingen, der nivået på aktive arbeidsmarkedstiltak inngår som forklaringsvariabel. Bare et lite mindretall (en-to) av disse studiene tyder på at en økning i nivået på de aktive arbeidsmarkedstiltakene fører til et lavere lønnspress på arbeidsmarkedet, mens syv tyder på det motsatte.

Ved statistikkanalyse av aggregert arbeidsledighet med hensyn til mål for tiltaksomfanget kan man få fram den *samlede netto effekten på sysselsettingsutviklingen* – via alle de tilpasningsmekanismer som utløses av denne politikken. Dette betegnes som analyser på redusert form fordi de oppsummerer den

---

11. Se kapittel 1.4 for en forklaring av simultanitetsproblemet i denne typen studier

samlede effekten av politikken uten å identifisere strukturen i de mekanismene som gjør seg gjeldene.

Calmfors et al. (2002) oppsummerer fire slike svenske studier publisert på 1990-tallet, basert på aggregerte tidsserier på nasjonalt eller kommunalt nivå fra slutten av 1960-tallet til begynnelsen av 1990-tallet. Det vil si at de bare i liten grad inkluderer data fra 1990-tallet – en periode da arbeidsledigheten og utgiftene til den aktive arbeidsmarkedspolitikken vokste sterkt i Sverige. Resultatene fra disse studiene tyder på at tiltakene alt i alt reduserer den åpne arbeidsledigheten, men at den ordinære sysselsettingen i arbeidsmarkedet har gått ned som resultat av denne politikken. Calmfors et al. (2002) understreker imidlertid at det er store problemer med å anslå retningen på årsakssammenhengen i disse studiene (simultanitetsproblemet).

Calmfors et al. (2002) sammenfatter også resultater fra studier av denne typen (redusert form) basert på variasjoner i ledighet og tiltaksnivå mellom OECD-land og over tid. De i alt 10 studiene som presenteres, er publisert mellom 1991 og 2000, og er hver for seg basert på data fra rundt 20 land, i perioder som strekker seg fra 10 til 35 år. Analysene inkluderer ofte en rekke økonomiske og institusjonelle forklaringsvariabler av typen dekningsgrad for kollektive avtaler og mål for strengheten i landenes oppsigelsesvern. De inngår i en forskningstradisjon som prøver å forklare variasjoner i landenes sysselsettingsutvikling med institusjonelle forskjeller mellom arbeidsmarkedene. Den avhengige variabelen i disse analysene er den gjennomsnittelige, åpne arbeidsledigheten for hvert år og land. I all hovedsak tyder disse studiene på at den åpne arbeidsledigheten synker med nivået på bevilgningene til aktive arbeidsmarkedstiltak. Bildet blir imidlertid mer negativt når Calmfors et al. (2002), ut fra disse resultatene, beregner effekten på den totale arbeidsledighetsraten i landene. Et flertall av analysene indikerer da positiv eller ingen effekt av en økning i bevilgningene til den aktive arbeidsmarkedspolitikken. Calmfors et al. (2002) kommenterer også at de studiene som takler simultanitetsproblemet, viser mer negative resultater enn de som på en mindre tilfredsstillende måte korrigerer for samvariasjonen mellom tiltaks- og ledighetsnivå. Bassanini og Duval (2006) analyserer effekten av institusjonelle variasjoner og forskjeller i arbeidsmarkedspolitik på den strukturelle arbeidsledigheten i 20 OECD-land, fra 1982 til 2003. I tillegg til nivået på aktive arbeidsmarkedsprogrammer forklares den årlige arbeidsledighetsraten som en funksjon av internasjonalt standardiserte mål for blant annet dekningsgraden i arbeidsledighetstrygden, ansettelsestryggheten, skatteken, produktmarksreguleringer og fagforeningstetthet. Mål for kapasitetsutnyttelsen i landenes økonomier inkluderes som forklaringsvariabler for å korrigere for variasjonene i ledighetsraten for konjunktursvingninger.

Effekten av den aktive arbeidsmarkedspolitikken analyseres i denne studien både i forhold til det samlede nivået på bevilgningen til alle kategorier tiltak, og i forhold til nivået på bevilgningene til forskjellige typer tiltak: opplæ-



ringsprogrammer, jobbskaping i privat og offentlig sektor, formidlingstiltak og tiltak rettet spesielt mot ungdom og yrkeshemmede. Sysselsettingseffekten av å øke forskjellige kategorier tiltak ble første gang analysert på makronivå i Boone og van Ours (2004).

Det gjøres også analyser av interaksjonen mellom tiltakspolitikken og andre politikkvariabler, for eksempel dekningsgraden i arbeidsledighetstrygden. Dermed skisseres det et bilde av hvordan andre virkemidler i arbeidsmarkeds politikken fungerer i kombinasjon med arbeidsmarkedstiltakene, for eksempel om en økning i dekningsgraden styrker eller svekker en eventuell positiv effekt på sysselsettingsutviklingen av et gitt nivå på arbeidsmarkedstiltakene.

Nivået på de aktive arbeidsmarkedstiltakene er målt ved bevilgninger per arbeidsledig som prosent av BNP per capita. Dette er standard fremgangsmåte for å indikere den nasjonale dimensjoneringen av aktive arbeidsmarkedstiltak i denne typen internasjonale studier. Selv om nivået på absolutte bevilgninger til tiltak øker med ledighetsnivået, er det en klar tendens til at de ikke holder tritt med ledigheten i lavkonjunkturer. Denne dimensjoneringsindikatoren er derfor klart kontrasyklisk. Bassanini og Duval (2006) takler dette simultanitetproblemet med en variant av instrumentvariabel-metoden. Resultatene i denne studien fremstår som robuste fordi det gjennomføres en lang rekke sensitivitetsanalyser. Når det gjelder effekt av den aktive arbeidsmarkeds politikken på den strukturelle arbeidsledigheten, presenterer forfatterne følgende hovedkonklusjoner:

- Det kan ikke påvises noen signifikant sammenheng mellom de samlede bevilgninger til arbeidsmarkedstiltak og arbeidsledigheten.
- Når bevilgningene til ulike typer arbeidsmarkedstiltak inkluderes som separate forklaringsvariabler, kan det påvises en klar negativ sammenheng mellom ledighet og bevilgninger til opplærings-/treningsprogrammer som ikke er spesielt rettet mot ungdom eller yrkeshemmede. Når det gjelder andre typer tiltak, kan det ikke påvises signifikant effekt på sysselsettingsutviklingen i landene. Boon og Van Ours (2004) trekker en lignende konklusjon basert på sin makroanalyse av ledighetsraten i arbeidsstyrken og sysselsettingsraten i befolkningen. Dette resultatet tyder på at den positive effekten av subsidierte arbeidsplasser på deltakernes sysselsettings sannsynlighet, som avdekkes i mikrostudiene (se Kluge 2006), nøytraliseres av fortrenningseffekten. Dette kan forklare at en økning i nivået på denne typen tiltak ikke også gir en positiv effekt på den samlede ordinære sysselsettingen.
- Det er en klar positiv sammenheng mellom ledighetsnivået og dekningsgraden i arbeidsledighetstrygden. Denne sammenhengen blir imidlertid svekket av en ekspansjon i arbeidsmarkedstiltakene. Det innebærer at en høy dekningsgrad på linje med den man har i Danmark og Nederland, ikke virker negativt for sysselsettingen fordi disse landene også har et

høyt nivå på tiltakene. En lignende sammenheng ble avdekket i Elmeskov et al. (1998). Forfatterne mener at dette i noen grad kan forklares med det vi tidligere har omtalt som trusseffekten.

### 3.3 Kriterier som brukes ved fastleggingen av tiltaksnivået i noen utvalgte land

I dette kapittelet gir vi en kort presentasjon av noen dimensjoneringskriterier som benyttes i noen utvalgte land: Sverige, Danmark, Tyskland, Nederland og Storbritannia.

#### Sverige

Deler av den svenske arbeidsmarkedspolitikken og erfaringene med denne er omtalt andre steder i rapporten. Sverige opplevde en dyp lavkonjunktur på 1990-tallet, hvor BNP falt med cirka 5 prosent fra 1990 til 1993. I 1990 var den gjennomsnittlige arbeidsledigheten 1,6 prosent, i 1994 var den 10,3 prosent. I denne perioden ble satsingen på den aktive arbeidsmarkedspolitikken økt markert. Det største tiltaket er såkalte arbeidsmarkedsoplæringsprogrammer (AMU). Andre typer tiltak er incentivprogrammer i privat sektor, sysselsettingsprogrammer i offentlig sektor og ulike former for sanksjoner og tilbud. En viktig faktor å ta hensyn til når man skal evaluere den aktive arbeidsmarkedspolitikken i Sverige, er den sjenerøse dagpengeordningen. Arbeidsledige mottar arbeidsledighetstrygd som tilsvarer cirka 80 prosent av sin tidligere lønn i 60 uker. En institusjonelt kjennetegn var at rett til dagpenger kunne bli fornyet gjennom deltakelse på tiltak. Derfor ble en årsak til å delta på tiltak å få fornyet retten til dagpenger. Uheldig incentiveeffekt av dette er diskutert andre steder i rapporten (for en grundigere diskusjon, se Calmfors et al. 2002). I de senere årene har Sverige gått i retning av større fokusering på sanksjoner, blant annet gjennom krav om deltakelse på tiltak for videre utbetaling av økonomisk støtte (OECD 2005).

#### Danmark

Det danske arbeidsmarkedet har hatt en positiv utvikling siden 1994, med fallende arbeidsledighet, selv om den fallende ledigheten fikk en stopp i forbindelse med det internasjonale konjunkturtilbakeslaget som begynte i 2001. Danmark har tradisjonelt hatt en relativt omfattende aktiv arbeidsmarkedspolitikk som går tilbake til systemer etablert på 1970-tallet. Det finnes ulike grupper av tiltak: Sysselsettingsprogrammer i privat sektor, sysselsettingsprogrammer i offentlig sektor, klasseromsundervisning og andre programmer

(jobbsøkningsprogrammer, kursing for selvstendig næringsdrivende, m.m.). Det viktigste prinsippet som styrer den aktive arbeidsmarkedspolitikken i Danmark, kan oppsummeres i ”rettighet-og-plikt”-prinsippet, som betyr at for å motta økonomisk støtte må de arbeidsledige delta i en aktivitet, som oftest en form for tiltaksdeltakelse. I praksis betyr dette prinsippet at deltakelse på tiltak er tvunget etter en gitt periode som arbeidsledig. Arbeidsledige under 30 år skal få et tilbud om tiltaksdeltakelse innen 6 måneders arbeidsledighet, mens arbeidsledige over 30 år skal motta et tilbud om tiltak innen 12 måneder. 12 måneders grensen har vært virksom siden 2000. Arbeidsledige som nekter å delta på tiltak, kan få redusert trygden i en periode, og til slutt kan de miste rettighetene til all støtte. Obligatorisk deltakelse på tiltak påvirker antallet som deltar på tiltak, og har derfor en direkte effekt på dimensjoneringen av tiltak.

### Storbritannia

Det britiske arbeidsmarkedet har opplevd fallende arbeidsledighet siden begynnelsen av 1990-tallet, men det er bekymring for lav arbeidsdeltakelse blant noen grupper, spesielt eldre, enslige forsørgere og unge. Det offentlige kostnader til aktiv arbeidsmarkedspolitikk i Storbritannia er blant de laveste i EU-området. Det er likevel et inntrykk at Storbritannia får mye igjen (i form av overgang til ordinær sysselsetting for arbeidsledige) for relativt lite (Kluve 2005). Et kjennetegn ved den britisk satsingen overfor arbeidsledige er fokuseringen på å skape gode incitament til å arbeide. Dette gjøres blant annet gjennom en omfattende bruk av ulike ”making-work-pay” incentivprogrammer. Disse programmene er generelt motivert ut fra et ønske om å gjøre alternativet til arbeidsledighet, det vil si jobb på det ordinære arbeidsmarkedet, mer fristende. Dette gjøres for eksempel gjennom å gi skattelette til personer med lave inntekter. Et annet kjennetegn ved den britiske arbeidsmarkedspolitikken er bruken av sanksjoner – den arbeidsledige må oppfylle ulike krav for å få tilgang til arbeidsledighetstrygd. Dette kan for eksempel være krav om deltakelse på tiltak. Det britiske systemet kan betraktes som et system hvor myndighetene minner de arbeidsledige på sine jobbsøkningsforpliktelser. Gjennom hyppig kontakt blir de oppfordret til å søke iherdig på jobber på det ordinære arbeidsmarkedet. Når det gjelder bruk av tiltak, introduserte den britiske regjeringen i 1997 en rekke såkalte ”New Deal”-programmer som inkluderte tvungen deltakelse på tiltak for langtidsledige ungdommer.

### Nederland

På midten av 1980-tallet lå Nederland betydelig lavere enn EU-gjennomsnittet med hensyn til satsing på aktive arbeidsmarkedstiltak for ordinære arbeidssøkere. Dette gjaldt både målt ved offentlige bevilgninger til slike tiltak, som

andel av BNP og bevilgninger til aktive tiltak. Etter dette har imidlertid satsingen på aktive arbeidsmarkedstiltak blitt trappet jevnt opp. I 2002 lå Nederland rundt EU-gjennomsnittet med hensyn til offentlige bevilgninger til denne typen virkemidler i arbeidsmarkedspolitikken (se tabell A2 og tabell A4 i appendiks A).

Arbeidsledige som mottar arbeidsledighetstrygd eller sosialhjelp, skal nå i løpet av tolv måneder motta et tilbud/pålegg om tiltak fra arbeidsmarkedsmyndighetene. Dette kan bestå i kurs/programmer som gir veiledning i jobbsøking, språkkurs, opplæring og arbeidstrening. Arbeidsmarkedsmyndighetene gjør en vurdering – en såkalt profilering – av den enkelte arbeidssøker. Tilbud om tiltak skal gjøres med basis i denne profileringen. Det nederlandske systemet innebærer også at myndighetene i betydelig grad praktiserer programmer for å overvåke, veilede og sanksjonere de arbeidslediges atferd som jobbsøkere. Hvis den arbeidsledige ikke søker aktivt, avslår relevante jobbtillbud eller nekter å delta på arbeidsmarkedstiltak, kan og blir denne atferden sanksjonert med midlertidig reduksjon eller stopp i trygden. Deltakelse på tiltak i Nederland har altså, som i Danmark og Sverige, et betydelig element av tvang.

Basert på et eksperimentelt forskningsdesign gjennomførte Van den Berg og Klaauw (2006) en evaluering av effekten av slike overvåknings-, veilednings- og sanksjoneringsprogrammer på varigheten av ledighetsperioden. Denne studien viser liten ikke-signifikant positiv effekt på sannsynligheten for å komme i jobb dersom man er omfattet av et slikt program.

## Tyskland

Offentlige bevilgninger til aktive arbeidsmarkedstiltak for ordinære arbeidssøkere, både som andel av BNP og som andel av bevilgninger til arbeidsmarkedsformål, har i Tyskland etter 1985 ligget i overkant av gjennomsnittet for EU-12. Fra 1990 til 1992 økte bevilgningene som andel av BNP betraktelig. Dette skjedde parallelt med et oppsving i den tyske arbeidsledigheten. Etter dette fortsatte imidlertid ledigheten å øke, mens bevilgningene til aktive tiltak ble redusert. (se tabell A2 og tabell A4 i appendiks A). Siden midten av 1990-tallet har arbeidsledigheten i Tyskland svingt mellom åtte og elleve prosent av arbeidsstyrken. Også i Tyskland skal arbeidsmarkedsmyndighetene nå gjøre en profilering av den enkelte arbeidsledige før vedkommende eventuelt får en tiltaksplass. Basert på denne individuelle vurderingen skal det utarbeides en forpliktende plan for aktive arbeidsmarkedstiltak og andre aktiviteter som skal hjelpe den arbeidsledige med å komme i jobb. I planen spesifiseres det hvilke rettigheter og plikter den arbeidsledige og myndighetene har i forhold til gjennomføring. Hvis den arbeidsledige ikke overholder forpliktelsene, kan myndighetene benytte reduserte trygdeutbetalinger som sanksjon. Rettigheter i forhold til å få delta på tiltak er regulert ved lov, og prioriteringen av ulike

grupper av arbeidsledige er nøye spesifisert i det regelverket som følger loven. Til tross for dette har skjønnet til den enkelte medarbeider i arbeidsmarkeds-etaten fortsatt betydning for hvem som får tilbud om, eller blir presset til å delta på arbeidsmarkedstiltak. Nyere studier av treningsprogrammer tyder på at disse har en betydelig negativ innlåsningseffekt, men at denne kompenseres med en klart positiv effekt på jobbsannsynlighet på litt lengre sikt (Lechner et al. 2004).

---

## Norske studier av tiltak

I det følgende gir vi en kort gjennomgang av noen nyere mikro- og makrobaserte norske studier som har analysert sammenhengen mellom arbeidsmarkedstiltak og ulike arbeidsmarkedsutfall. Majoriteten av norske studier har fokusert på mikroeffekt og på effekt av tiltaksdeltakelse på sannsynligheten for å komme i arbeid. Som gjennomgangen vil vise, er det få norske analyser som spesielt har studert betydningen av dimensjonering eller omfang av tiltak.

Vi starter med å presentere noen nyere mikrobaserte studier av tiltak. Deretter presenterer vi resultater fra noen makrobaserte studier som har sett på effekten av tiltak på matching-prosessen og lønnsdannelsen. Til slutt knytter vi noen kommentarer til aetats bruk av service-erklæringer, og i hvilken grad disse erklæringer har relevans for dimensjoneringsspørsmålet. Oversikten er ikke ment å være uttømmende. Generelt begrenser vi oss til studier som vi mener er relevante i forhold til problemstillingen om dimensjonering.

### 4.1 Nyere mikroanalyser av effekten av arbeidsmarkedstiltak på sysselsetting og lønn

Raaum et al. (2002a) analyserer effekten av å delta på arbeidsmarkedso pplæring (AMO-kurs) på senere lønnsutvikling for voksne arbeidssøkere. De er spesielt opptatt av å analysere betydningen av konjunkturer for effekten av å delta på arbeidsmarkedstiltak. I analysen sammenligner de et stort antall deltakere og ikke-deltakere i perioden 1991–1996. Forfatterne fremhever to hovedresultater: For det første at det å delta på tiltak har en positiv lønnseffekt for dem som deltar. For det andre at den positive effekten er sterkere når jobbmulighetene (konjunkturer) er gunstige. Når jobbmulighetene er dårlige, er effekten på lønnsutviklingen etter tiltaket mindre. Dette viser at konjunkturnivået spiller en rolle for effekten av tiltak. Forfatterne konkluderer med at informasjon om hvordan konjunkturer påvirker effekten av tiltaksdeltakelse er nyttig når man skal forklare forskjeller i effekt over tid, mellom regioner og også mellom land. Eksemplet med Sverige trekkes fram, hvor effekt av til-

taksdeltakelse var små (eller negative) på begynnelsen av 1990-tallet da konjunktorene var dårlige, mens de var mer positive på 1980-tallet og slutten av 1990-tallet da konjunktorene var bedre. Det er verdt å merke seg at resultatene når det gjelder betydningen av konjunkturer i Raaum et al. (2002a), avviker fra resultatene i Lechner og Wunsch (2006), beskrevet i kapittel 3. Lechner og Wunsch fant at effekten av tiltak var gunstigere når konjunktorene var dårlige. Policy-konklusjonen i studien til Lechner og Wunsch er at når konjunktorene bedres og arbeidsledigheten faller, bør volumet av tiltak reduseres mer enn det den proporsjonale reduksjonen i ledigheten skulle tilsi. Det er motsatt av hva man kan trekke ut fra studien til Raaum et al. (2002a).

Raaum et al. (2002b) analyserer den langsiktige effekten av arbeidsmarkedso opplæring (AMO-kurs) på senere lønnsutvikling for voksne arbeidsledige. Tiltaksperioden er 1992 og 1993. Evalueringssperioden strekker seg opp til fem år etter deltakelse på tiltak. Den gjennomsnittlige opplæringseffekten er positiv, og den varer over hele postperioden (fem år). Effekten er svakest for deltakere uten yrkeserfaring før tiltaksstart. For deltakere som har noe yrkeserfaring før de starter på tiltak, er nåverdien av den akkumulerte inntektseffekten over fem år større enn de direkte kostnadene forbundet med tiltak. En lærdom som forfatterne trekker av denne studien, er at det er viktig med lange postevalueringssperioder for å kunne måle den fulle effekten av tiltak. Forfatterne mener at en mulig forklaring på den svake effekten for arbeidsledige uten yrkeserfaring kan være at de mottar godtgjørelse i tiltaksperioden, og derfor har en grunn til å delta selv om opplæringen ikke har noen effekt på senere tilpasning på arbeidsmarkedet.

Raaum og Torp (2002) er en annen studie som analyserer effekten av arbeidsmarkedso opplæring (AMO) på senere lønnsutvikling for voksne arbeidsledige. Analyseutvalget består av 2616 personer registrert som arbeidsledige i 1991. Observasjonsperioden er 1989–2004. Sammenligningsgruppen er personer som har søkt om opptak på tiltak, men ikke fått plass. Forfatterne benytter ulike modeller for å evaluere effekten av tiltak. Alle modellene rapporterer positiv effekt av å bli tilbudt opplæring, selv om effekten ikke alltid er statistisk signifikant.

Zhang (2003) analyserer effekten av aktive arbeidsmarkedstiltak for voksne i perioden 1990–2000. De aktive arbeidsmarkedstiltakene deles inn i følgende tre grupper: i) AMO-kurs, ii) midlertidige sysselsettingsplasser i offentlig sektor og iii) lønnstilskudd, jobbsøkingkurs med mer. Analysene viser at deltakelse på tiltak (både AMO-kurs og lønnstilskudd) har en positiv effekt ved at den øker overgangssannsynligheten til jobb etter at tiltaket er over. I perioden hvor man deltar på tiltak, er overgangssannsynligheten lavere for tiltaksdeltakere enn ikke-tiltaksdeltakere. Effekten av tiltak varierer også med konjunktursituasjonen. Den positive effekten er sterkere i gode tider enn i dårlige tider. Analysene viser også at den positive effekten er varig, ved at den har en positiv effekt lenge etter at tiltaket er fullført.

Røed og Raaum (2006) benytter individuelle registerdata for perioden 1989–2002 for å estimere den kausale effekten av å delta på arbeidsmarkedstiltak for senere overgang fra arbeidsledighet til sysselsetting. Analysen viser at arbeidsmarkedstiltak øker sysselsettingssannsynligheten etter tiltaksperioden, men at selve overgangssannsynligheten til jobb under tiltaket faller (i tråd med innlåsningsstankegangen). For personer med gunstige sysselsettingsmuligheter kan man derfor oppleve at søkeperioden faktisk øker med tiltaksordninger. For svakere stilte grupper finner Røed og Raaum (2006) at den positive effekten ved tiltaket mer enn oppveier negativ innlåsningseffekt. Andre policy-konklusjoner som trekkes fra studien er: Det er generelt slik at effekten av tiltak ser ut til å være positiv for en stor del jobbsøkerne. Derfor konkluderer forfatterne at det fra et samfunnsmessig perspektiv er ønskelig med et høyt tiltaksvolum. Programmene bør styres spesielt mot de gruppene som er svakest stilt i forhold til å etablere seg på det ordinære arbeidsmarkedet. Tiltaksaktiviteten bør ikke følge konjunktursvingningene nøyaktig. Forfatterne mener altså at tiltaksomfanget bør holdes på et mer stabilt nivå enn det endringene i arbeidsledigheten skulle tilsi. Dette fører til at tiltaksandelen bør være høyere i gode tider enn i dårlige tider. Det er flere grunner til at dette kan være fornuftig: For det første endres sammensetningen av de ledige gjennom konjunkturforløpet. Spesielt vil det være slik at personer som er langtidsledige i en høykonjunkturtid, vil ha noen egenskaper som gjør det vanskelig å lykkes på arbeidsmarkedet sammenlignet med personer som er langtidsledige i en lavkonjunktursperiode. For det andre tyder en del studier på at den positive effekten av arbeidsmarkedstiltak er sterkere i gode tider enn i dårlige. For det tredje vil det være administrative kostnader knyttet til store og raske endringer i tiltaksvolumet.

Hardoy et al. (2006a) kartlegger og analyserer omfang, fordeling og effekt av kvalifiserings- og opplæringstiltak i Norge fra 1993 til 2003. Ved hjelp av administrative registerdata evaluerer de arbeidsmarkedsopplæringstiltak (AMO) for ordinære arbeidsledige samt AMO og skolegang for yrkeshemmede. De benytter ulike statistiske metoder (forløpsanalyse, matching, forskjelli-forskjell) for å analysere effekten av tiltak på ulike suksesskriterier (jobbsannsynlighet, sannsynlighet for å ta ordinær utdanning, reduksjon av trygdeavhengighet). De finner at omfanget av kvalifiserings- og opplæringstiltak har endret seg betydelig over tid, med en generell opptrapping av tiltak rettet mot ordinære jobbsøkere i perioder med høy ledighet. Tiltaksomfanget for denne gruppen er trappet ned siden midten av 1990-tallet, mens det har vært en markert økning av disse tiltakene for yrkeshemmede. De finner at AMO-kurs har en viss innlåsningseffekt i perioden hvor tiltakene pågår (sannsynligheten for overgang til jobb faller noe i starten av en tiltaksperiode), men etter at tiltaket er avsluttet, finner det sted en markert økning i jobbsannsynligheten. På basis av all den estimerte effekten gjennomføres en simulering for å kartlegge tiltakenes samlede effekt på arbeidsledighetens varighet. Resultater fra simule-



ringen antyder at AMO-kurs i Norge samlet har bidratt til en liten nedgang i ledighetens varighet (0,92 prosent).

Det er gjort flere effektevalueringer av *lønnstilskudd* i Norge (f.eks. Hardoy 1994; Bråthen og Pedersen 2000). De fleste finner en positiv effekt av tiltaket når man sammenligner med en kontrollgruppe som ikke har deltatt på tiltak. Imidlertid varierer dette noe mellom ulike målgrupper. Econ (2001) evaluerte ordningen med å gi lønnstilskudd til arbeidsgivere som ansetter arbeidsledige eller yrkeshemmede som har eller ville ha hatt problemer med å få jobb. Tilskuddet varierer for ulike grupper i form av maksimumsgrenser for prosentandel av lønnen per måned og antall måneder. I dette kapittelet ser vi nærmere på Econs funn når det gjelder lønnstilskudd for langtidsledige. Disse utgjorde rundt 30 prosent av alle som deltok på tiltaket. Arbeidsgiverne for disse kan motta maksimum 50 prosent av lønnen i maksimum 6 måneder. 1,5 år etter tiltaket var 61,9 prosent av deltakerne fortsatt i jobb. Kun 7,4 prosent var arbeidsledige eller permittert.

Aktive arbeidsmarkedstiltak er en del av arbeidsmarkeds- og utdanningspolitikken for *ungdom*. Effekt av ungdomstiltak har blant blitt analysert i Hardoy (2003a, 2003b, 2005). Hardoy (2003b) oppsummerer norske erfaringer med effekten av slike tiltak fra begynnelsen av 1990-tallet. Dette var en periode med lavkonjunktur i Norge. I lavkonjunkturtider er ungdom spesielt rammet. Erfaringer fra slike perioder vil være nyttige når man skal dimensjonere og tilrettelegge ungdomstiltak i fremtiden. Det kan også være spesielt viktig å studere effekten for ungdom: Ungdomsledighet hemmer oppbyggingen av kompetanse i startfasen av yrkeskarrieren og kan i verste fall føre til utstøting.

Aktive arbeidsmarkedstiltak kan gi økt kompetanse gjennom opplæring og jobbtrening. Det er tre typer tiltak som evalueres: praksisplasser, sysselsettingstiltak (lønnstilskudd og ekstraordinære arbeidsplasser i det offentlige) og arbeidsmarkedsopplæring. Dataene omfatter alle ungdommer mellom 16 og 25 år som registrerte seg på det lokale arbeidskontoret i løpet av 1991, som helt ledige eller tiltaksdeltakere. Resultatene viser at effekten varierer med tiltakstype, over tid etter aldersgruppe og kjønn. To år etter start på tiltak viser analysene at sysselsettingstiltak har en positiv effekt på sannsynligheten for å være i jobb eller utdanning. Dette gjelder for både kvinner og menn i aldersgruppen 21–25 år, men ikke for kvinner under 21 år. Arbeidsmarkedsopplæring og praksisplasser ser derimot ikke ut til å ha positiv effekt, verken ett eller to år etter påbegynt tiltak. Det siste negative funnet for arbeidsmarkedsopplæring og praksisplasser blir også bekreftet i Hardoy (2005), i en studie av arbeidsmarkedstiltak hvor hun benytter en modell som er spesielt designet for å ta hensyn til at personer som deltar på tiltak, kan være systematisk forskjellige sammenlignet med personer som ikke deltar på tiltak.

Hardoy argumenterer likevel for at arbeidsmarkedsopplæring og praksisplasser kan ha annen positiv effekt. Deltakelse på tiltak kan blant annet bidra

til at den unge arbeidssøkeren opprettholder kontakten med arbeidsmarkedet, og det kan forhindre sosial mistilpassing. Hardoy poengterer at resultatene for ungdomstiltak i Norge tross alt er mer positive enn i andre europeiske land og USA (Martin og Grubb 2001, Heckman et al. 1999). Sverige er kanskje det mest nærliggende landet å sammenligne seg med. Erfaringene fra ungdomstiltak i Sverige er ganske nedslående. Larssons (2000) studie av de to mest omfattende ungdomstiltakene i Sverige viser ingen eller negativ effekt.

Hardoy et al. (2006a) analyserer effekten av en forsterket tiltaksinnsats rettet mot arbeidsledig ungdom i aldersgruppen 20–24 år, som hadde vært ledige i minst seks måneder. Denne ordningen ble omtalt som en utvidelse av ungdomsgarantien. Ungdomsgarantien har siden 1979 vært en garanti om arbeidsmarkedstiltak dersom det ikke er mulig å finne en passende skoleplass eller jobb. Resultatene fra analysene viser at den forsterkede innsatsen bidro til økt deltakelse på arbeidsmarkedstiltak og til raskere overgang fra ledighet til jobb. Effekten var sterkest for ungdom med ledighetsforløp på over seks måneder, men gjorde seg også i noen grad gjeldende for kortere forløp. På den annen side er det ingen indikasjoner på at den forsterkede tiltaksinnsatsen påvirket tilbøyeligheten til å gjenoppta ordinær utdanning.

Hamre og Bråthen (2006) analyserer effekten av å delta på ordinære arbeidsmarkedstiltak på sannsynligheten for overgang til jobb. Analyseperioden er 2003 og 2004. Administrative registerdata på individnivå benyttes. Tre hovedgrupper av tiltak analyseres: lønnstilskudd, arbeidspraksis og AMO. Resultatene viser at personer som begynte på en av de tre tiltakstypene i fjerde kvartal 2003, i gjennomsnitt hadde tre prosentpoeng høyere estimert andel i arbeid et år senere enn om de ikke hadde deltatt. Tiltakene ser ut til å ha størst effekt for dem som ikke hadde krav på dagpenger før de begynte på tiltak, og for kvinner. Sysselsettingseffekten var sterkest for tiltakene lønnstilskudd og arbeidspraksis. Analysen kontrollerer for variasjon i observerte kjennetegn mellom tiltaksdeltakere og ikke-deltakere. Uobserverte kjennetegn kontrolleres det ikke for.

Som en oppsummering av resultatene når det gjelder mikroeffekt av norske ordinære arbeidsmarkedstiltak, kan man si at effekten i hovedsak er positiv ved at tiltakene har en positiv innvirkning på jobbsannsynlighet og senere lønnsutvikling. Et unntak gjelder for tiltak rettet mot ungdom. Her er det vanskelig å finne noen positiv effekt.

## 4.2 Analyser av dimensjonering av tiltak og lønnsdannelse

Nymoen og Rødseth (1999) presenterer analyser av lønnsdannelsen i Danmark, Finland, Sverige og Norge. Analyseperioden strekker seg fra 1960 til

1994. Analysene er en videreføring av analyser i Calmfors og Nymoen (1990) ved at syv nye observasjonsår er lagt til. Analysene gir ingen klare svar når det gjelder omfanget av tiltak og av lønnsdannelsen. Omfang av tiltak måles som antall som deltar i ordinære arbeidsmarkedstiltak som prosent av summen av de som deltar på tiltak, og de som er helt ledige. Basert på makro tidsserie-data finner de en tendens til at høyt tiltaksvolum bidrar til å forsterke lønnspresset, særlig i Sverige. På den annen side finner de at et høyt tiltaksomfang på kort sikt ser ut til å redusere lønnspresset i Norge. På lang sikt finner de ingen sammenheng i noen av landene. De påpeker imidlertid vanskelighetene med å trekke klare konklusjoner.

Raaum og Wulfsberg (1997) estimerer lønnsrelasjoner på paneldata for norske industribedrifter (n=5400), regionale paneldata for ledige og tiltak i perioden 1984–1991. Deres analyse viser at tiltak har en klart lønnsdempende effekt – både på kort og lang sikt. I figur 2.1 vil dette vises ved at lønnsfastsettingskurven skifter nedover i diagrammet, noe som gir redusert lønn og økt sysselsetting. Dette resultatet kan gi støtte til en hypotese om at i effekten av arbeidsmarkedstiltak dominerer den økte konkurransen over effekten av redusert velferdstap (se teorikapittelet). Resultatet fra Raaum og Wulfsberg står i motsetning til en del internasjonale studier (se bl.a. Calmfors 1993) som finner at i svenske arbeidsmarkedstiltak skifter lønnskurven oppover, mot økt lønn og redusert sysselsetting. To mulige grunner til disse avvikende resultatene trekkes fram: For det første at sammensetningen av tiltak ikke var den samme i Norge og Sverige i de to analyseperiodene, med et større innslag av midlertidige jobber i offentlig sektor i Sverige. Denne type programmer er tettere substitutter til ordinære jobber enn ordinære tiltaksprogrammer, og vil derfor øke lønnen mer i henhold til velferdstapskanalen. For det andre var den relative avlønningen til programdeltakere høyere i Sverige enn i Norge i de aktuelle analyseperiodene.

### 4.3 Aktive arbeidsmarkedstiltak og matching

En av hovedmålsettingene med den aktive arbeidsmarkedspolitikken er å bedre matching-effektiviteten på arbeidsmarkedet. Johansen (2004) studerer hvordan bruk av aktive arbeidsmarkedstiltak påvirker matching-effektiviteten ved å analysere hvordan den påvirker plasseringen av Beveridge-kurven. Beveridge-kurven illustrerer kombinasjoner av arbeidsledighetsrater og rater for ledige jobber i økonomien. Jo lavere Beveridge-kurven ligger i diagrammet, jo bedre er matching-effektiviteten. Johansen benytter paneldata på fylkesnivå i perioden 1987–1998. Målet på aktiv arbeidsmarkedspolitikk er definert ved antall personer som deltar i aktive arbeidsmarkedstiltak, som prosent av totalt antall arbeidsledige. Aktive arbeidsmarkedstiltak er definert til å gjelde føl-

gende programmer: i) arbeidsmarkedsopplæring, ii) ungdomstiltak, iii) midlertidige tiltaksjobber i offentlig sektor og iv) lønnstilskudd. Resultatene fra analysen viser at det er en negativ sammenheng mellom andel personer som deltar på tiltak, og arbeidsledighetsraten. Det betyr at arbeidsmarkedstiltak øker matching-effektiviteten i økonomien (aktive arbeidsmarkedstiltak skifter Beveridge-kurven nedover i diagrammet). Altså: Målt ved denne analysen har den aktive arbeidsmarkedspolitikken – målt ved andelen som deltar på tiltak – den ønskede effekten på arbeidsmarkedet. Johansen betegner størrelsen på effekten som betydelig. Et regneeksempel viser at ved å øke andelen som deltar på tiltak fra gjennomsnittsverdien (ca. 0,28) til maksimumsverdien (ca. 0,55), reduseres arbeidsledigheten med cirka 50 prosent. Johansen finner også at effektiviteten av tiltakene på reduksjonen i arbeidsledigheten øker med andelen personer som er langtidsledige. Sagt på en annen måte: Tiltak kan redusere uheldige effekt av langtidsarbeidsledighet. Johansen benytter åpen ledighet som analysevariabel. Calmfors er en av forskerne som har kritisert bruk av åpen ledighet som analysevariabel i slike analyser. Calmfors (2004) skriver:

It is not surprising that measured unemployment falls if openly unemployed persons are enrolled in various labour market programmes of long durations (training programmes, public-sector job creation programmes, and subsidised employment in the private sector) and then are no longer counted as unemployed.

Calmfors anbefaler i stedet at man benytter total ledighet (åpen ledighet pluss tiltak) som analysevariabel. I en gjennomgang av flere studier finner Calmfors da at effekten av arbeidsmarkedstiltak på arbeidsledighetsnivået blir mye mer usikker.

I kapittel 5 gjennomfører vi en egen analyse av sammenhengen mellom tiltaksomfang og arbeidsledighet. Vi utvider analysen til Johansen på to punkter: For det første tar vi hensyn til at sammenhengen mellom tiltaksomfanget kan variere med omfanget av tiltak (Johansen antar at sammenhengen er lineær). For det andre skiller vil mellom ulike typer tiltak.

#### 4.4 Evaluering av aetatens service-erklæringer

1. juli 2005 innførte aetat individuell service-erklæring for alle nye arbeidssøkere. En målsetting med service-erklæringen er å skaffe seg bedre informasjon om den enkelte arbeidssøkers behov for oppfølging og kompetanse, for derigjennom å kunne gi en best mulig ”behandling”. Service-erklæringen skal være en gjensidig forventningsavklaring mellom bruker og aetat, som skal sikre den enkelte økt medvirkning og innflytelse i egen sak. Service-erklæringen gir alle aetatens brukere rett til individuell formalisering av enkelte

plikter og rettigheter for arbeidssøker og aetat. For det første innebærer dette at saksbehandleren på aetat skal ta stilling til om arbeidssøkeren har behov for det tilbudet som aetat forvalter for å skaffe seg en jobb. For det andre skal saksbehandleren avgjøre hvilke tjenester og virkemidler utover aetats ordinære formidling som er nødvendige og hensiktsmessige. Saksbehandler og arbeidssøkeren skal så inngå avtaler om aktiviteter fremover, hva som forventes av arbeidssøker med hensyn til egenaktiviteter, og hva aetat vil foreta seg i tiden fremover.

Saksbehandler skal på bakgrunn av vurderingen angi bistand innenfor én av følgende seks service-grupper: 1) ordinær arbeidssøkerbistand, 2) tilrettelagt arbeidssøkersbistand, 3) kvalifiseringsbistand, 4) bedriftsinterne tjenester, 5) kartleggingsbistand eller 6) attføringsbistand. Vedtaket skal også tydeliggjøre hvilket bistandsbehov arbeidssøkeren har, hvilke tilbud som kan være aktuelle for å møte bistandsbehovet, samt når disse antas å kunne tas i bruk. Vedtak om behovsvurdering skal revideres eller vurderes revidert ved hvert oppfølgingspunkt av arbeidssøker, minimum hver tredje måned. Søkeren kan også selv be om ny vurdering utenom de faste oppfølgingspunktene. Dersom det inntreffer ”vesentlige endringer” i arbeidssøkerens situasjon i forhold til arbeidsmarkedet, er aetat også forpliktet til å foreta en ny behovsvurdering.

Erfaringene med service-erklæringen synes så langt å være å positive. En evaluering presentert i Becken (2006) viser at arbeidssøkerne generelt er fornøyde med erklæringen, mens saksbehandlerne er noe mer skeptiske. Alt i alt oppsummerer likevel Becken med at hovedinntrykket er at aetats brukere har fått bedre service gjennom erklæringen.

I OECD (2006) er bruk av såkalt profilering og individuelle handlingsplaner listet opp som en av fem hovedforslag som OECD gir sine medlemsland for å oppnå en mer effektiv arbeidsmarkedspolitik. Norge er et av landene (sammen med bl.a. Tyskland og Nederland) som blir trukket fram for å vise at denne type politikk er implementert i noen av OECD-landene. Aetats service-erklæringer virker med andre ord å være en del av trend som vi også ser i andre land, i retning mot mer individ- eller gruppebaserte løsninger. Dette kan nok forklares med at man nå i mange land står overfor en arbeidssøkergruppe som er mer heterogen sammenlignet med tidligere, knyttet både til språk, kultur og kompetanse. Behovet for ”skreddersydde” løsninger har økt, og aetats service-erklæringer kan være et nyttig verktøy i en slik sammenheng. Aetats service-erklæringer kan sies å ha mer å gjøre med å lage en effektiv og treffsikker arbeidsmarkedspolitik enn det har å gjøre med selve dimensjoneringen. Sann sett er dette en politikk som er i tråd med OECDs anbefalinger om å fokusere på *effektiv* arbeidsmarkedspolitik snarere enn *dimensjonering* (OECD 2006).

## Effekter av dimensjonering av tiltak på ledighet i Norge

### 5.1 Innledning

I dette kapitlet gjennomfører vi egne analyser av hvordan omfanget av arbeidsmarkedstiltak i Norge har påvirket ledigheten, via effektiviteten i koblingen mellom ledige jobber og ledige arbeidssøkere (matchingeffektiviteten). Vi tilnærmer oss denne problemstillingen ved å studere sammenhengen mellom omfanget av aktive arbeidsmarkedstiltak i norske fylker/kommuner de siste 25 årene, og aggregerte mål for den fylkesspesifikke utviklingen i åpen ledighet og i ansettelser av arbeidsledige arbeidssøkere.

Hensikten med analysene er å undersøke om arbeidsmarkedstiltak påvirker effektiviteten i den søkeprosessen der arbeidsgivere med ledige stillinger og arbeidssøkere med egnede kvalifikasjoner finner fram til hverandre. Som det ble påpekt i kapittel 2, er en viktig motivasjon for aktive arbeidsmarkedstiltak å øke effektiviteten i denne koblingsprosessen. De teoretiske implikasjonene av en slik effektivisering er lavere lønnsvekst, lavere arbeidsledighet og høyere sysselsetting (se kapittel 2.2). Effekten av den aktive arbeidsmarkedspolitikken via denne mekanismen fremkommer her ved at de avhengige variablene; ledigheten og nyansettelser, analyseres simultant med hensyn til både tiltaksnivåene og nivået av ledige stillinger i fylkene.

De analysene som gjennomføres her, er av den typen som tidligere i rapporten er blitt karakterisert som makrostudier. De står dermed overfor problemene som ble beskrevet innledningsvis i kapittel 1.3, knyttet til å fastslå retningen på årsakssammenhengene mellom endringer i tiltaksnivåene og utviklingen i de arbeidsmarkedene som blir berørt. Kort oppsummert takles disse problemene her ved en variant av det vi tidligere har beskrevet som instrumentvariabelmetoden. Hvordan metoden tilpasses datamaterialet og problemstillingen blir beskrevet underveis.

I kapittel 1 viste vi at tiltaksnivået i Norge har variert kraftig, noe som reflekter både konjunkturvariasjoner og at den relative vektleggingen av aktive

tiltak som et virkemiddel i arbeidsmarkedspolitikken har endret seg over tid. Litteraturgjennomgangen i kapittel 3 og 4 viste at aggregerte studier har hatt problemer med å avdekke effekt av tiltak på ledigheten. Ingen av de tidligere studiene vi har kjennskap til, har analysert om effekten av tiltak varierer med dimensjoneringen. I denne studien åpner vi for at en slik sammenheng kan gjøre seg gjeldende; det vil si at den marginale effektiviteten av tiltak på ledighetsnivået og ansettelser av arbeidsledige kan endres med dimensjoneringen av den aktive arbeidsmarkedspolitikken i fylkene

Dette kapitlet har følgende struktur: I avsnitt 5.2 skisserer vi den teoretiske sammenhengen mellom arbeidsmarkedstiltak, koblingseffektiviteten og ledighetsutviklingen. I avsnitt 5.3 beskriver vi de viktigste økonometriske modellene som utledes fra det teoretiske grunnlaget og anvendes i analysene. Data beskrives deretter i avsnitt 5.4. Empiriske funn presenteres primært i avsnitt 5.5. Avsnitt 5.6 beskriver modell og resultater fra analyser av matching-funksjonen. Avsnitt 5.7 oppsummerer våre resultater.

## 5.2 Beveridge-kurven – en teoretisk motivasjon for sammenhengen mellom ledighet og vakanser

Den teoretiske sammenhengen mellom arbeidsmarkedstiltak, koblingseffektivitet og ledighetsutvikling kan utledes med utgangspunkt i Beveridge-kurven (BK). Beveridge-kurven angir de kombinasjoner av ledige arbeidssøkere ( $U$ ) og ledige stillinger ( $V$ ) som gir konstant sysselsetting over tid, det vil si der antall nyansettelser av arbeidsledige er lik det antallet sysselsatte som blir arbeidsledige. Utgangspunktet er at det eksisterer friksjons- og/eller strukturproblemer på arbeidsmarkedet som gjør at det samtidig finnes arbeidsledighet og ledige stillinger på arbeidsmarkedet. Disse problemene gjør at det tar tid før ledige arbeidssøkere finner fram til de ledige stillingene. Årsakene til friksjons- og strukturproblemene er mangfoldige og kan knyttes til lav geografisk mobilitet, dårlig informasjonsflyt, gale forventninger, dårlig tilpasning mellom den kompetansen som tilbys, og den som etterspørres. Litt upresist kan man si at jo større disse problemene er, desto lavere er koblingseffektiviteten på arbeidsmarkedet, og desto lengre tid tar det før det skjer en ansettelse, altså før de ledige jobbene og de ledige arbeiderne finner fram til hverandre. Samtidig vil antall koblinger av jobber og arbeidssøkere – altså nye ansettelser – øke med både vakans- og arbeidsledighetsraten. Eller med andre ord: For et gitt nivå på koblingseffektiviteten vil det bli foretatt flere nyansettelser jo flere arbeidssøkere det er på markedet, og jo flere arbeidsgivere det er som leter etter personer som passer i ledige stillinger.

Hvis det i hver periode, på grunn av bedriftsnedleggelse og innskrenkninger, er en konstant utstrømning fra sysselsetting til ledighet (konstant sepa-

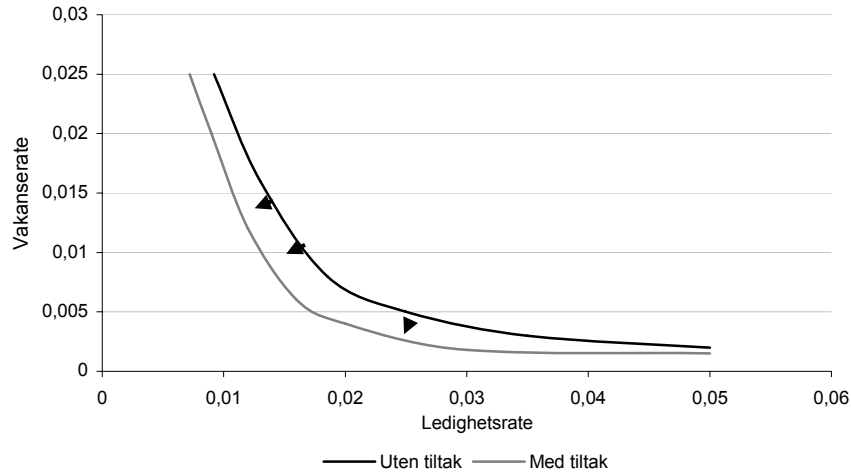
rasjonsrate), må det i samme periode ansettes like mange arbeidsledige for at sysselsettingen skal opprettholdes på samme nivå. BK angir da for hvilke kombinasjoner av ledighet og vakanser dette konstante likevektsnivået for sysselsettingen kan realiseres. Denne sammenhengen mellom vakanser og ledige er illustrert i figur 5.1. Ovenfor kurven er vi utenfor likevekt siden antall nyansettelser er større enn antall avganger fra jobb til ledighet. Dermed stiger sysselsettingen mens ledigheten synker. Under kurven er nyansettelsene ikke mange nok til å oppveie for avganger fra sysselsetting. BK-kurven angir en negativ sammenheng mellom vakanser og ledighet, for jo flere ledige stillinger det er på arbeidsmarkedet, jo lettere er det for de arbeidsledige å finne fram til dem, og jo flere ledige arbeidssøkere, jo lettere er det for arbeidsgiverne å fylle ledige stillinger. Eller formulert på en litt annen måte: Når det er mange arbeidsledige, trengs det relativt få ledige jobber for å etablere det antall nye ansettelser som skal til for å opprettholde konstant sysselsetting. Tilsvarende trengs det relativt få arbeidsledige for å oppnå det samme når det er mange ledige jobber. Når friksjons- og/eller strukturproblemer på arbeidsmarkedet er mindre – eller koblingseffektiviteten større – kan man, for et gitt nivå på ledigheten, opprettholde konstant sysselsetting med relativt få vakanser – og omvendt: med relativt få ledige for et gitt nivå vakanser. Dette innebærer at når koblingseffektiviteten blir bedre, skifter BK-kurven innover i UV-diagrammet.

Hvis de aktive arbeidsmarkedstiltakene gjør søkeprosessen til arbeidsgivere og/eller arbeidssøkere mer effektiv, vil dette altså føre til et negativt skift i sammenhengen mellom vakanser og ledighet. Et slikt skift er illustrert i figur 5.1 og innebærer at samme likevektsnivå for sysselsettingen, for konstant vakansrate, kan oppnås med lavere ledighetsrate. I en relasjon der ledighet analyseres som funksjon av tiltaksnivået og vakansraten, kan en negativ koeffisient knyttet til tiltak dermed tolkes som et resultat av at den aktive arbeidsmarkedspolitikken bedrer koblingseffektiviteten. Den samme tolkningen kan knyttes til tiltakskoeffisienten i en relasjon der antall nye ansettelser analyseres som en funksjon av tiltaksnivå, vakans- og arbeidsledighetsraten.

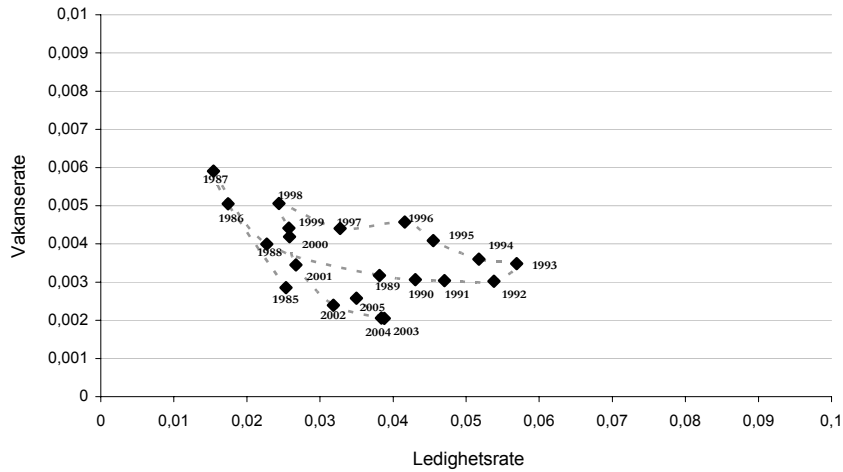
Utstrømningsraten fra sysselsetting til ledighet avhenger av konjunktorene og institusjonelle forhold som endres over tid. Dermed skifter også BKs beliggenhet; de kombinasjoner av vakans- og ledighetsrater som gir konstant sysselsetting endres mellom perioder. Figur 5.2 viser hvordan årlige gjennomsnitt for vakansraten og ledighetsraten i hele Norge har variert i perioden 1985 til og med 2005.



Figur 5.1. Eksempel på Beveridge-kurven og en mulig (ønsket) effekt av tiltak



Figur 5.2. Beveridge-kurven. 1985–2005



Note: Data over registrerte helt ledige og vakanser fra aetat. Vakansene er fra og med 1997 målt ved ledige stillinger meldt i media.

### 5.3 Økonometriske modeller

Med det datamaterialet som er tilgjengelig, kan vi analysere effektiviteten i koblingen mellom ledige arbeidere og ledige stillinger på to måter: Ved å studere sammenhengen mellom arbeidsledige og vakanser, eller ved å studere sammenhengen mellom nyansettelser, arbeidsledige og vakanser. Det første alternativet kan tolkes som at vi analyserer skift i *Beveridge-kurven*. I det følgende betegner vi dette som *Beveridge-kurve-relasjoner*.

Det andre alternativet kan tolkes som at vi analyserer skift i det antall nyansettelser som finner sted for en bestemt *Beveridge-kurve*. Eller med andre ord endringer med hensyn til hvor mange nyansettelser som realiseres for et gitt nivå av vakanser og ledighet. I det følgende betegner vi dette som analyse av *matching-funksjonen*. De statistiske analysene baseres på multivariate regresjonsmodeller for sammenhengen mellom de avhengige og uavhengige variablene.

Våre regresjonsmodeller må være fleksible nok til å tillate at dimensjoneringen av arbeidsmarkedstiltak kan påvirke en mulig effekt av tiltak på ledigheten. Å øke tiltaksnivået når nivået på arbeidsmarkedstiltak er lavt, behøver altså ikke nødvendigvis påvirke ledigheten på samme måte som når man øker nivået på tiltak i en situasjon hvor tiltaksnivået allerede er høyt. Dette skaper noen empiriske utfordringer. Vi må allerede i utgangspunktet fastlegge antakelser for hvordan vi tror arbeidsmarkedstiltak påvirker ledigheten, og hvordan forstyrrelser i sammenhengen mellom tiltak, ledighet og nyansettelser varierer og henger sammen over tid.

Vi forventer at effekten av at arbeidssøkende ledige deltar på arbeidsmarkedstiltak ved utgangen av måneden, først gir seg utslag på arbeidsmarkedet i løpet av måneden etter. Mange vil argumentere for at dette tar ytterligere tid. Enkelte kurs er av mer langvarig karakter, og med disse tar det åpenbart tid før man kan måle noen effekt. Andre kurs er korte, og disse kan man forvente påvirker atferden raskere. Søkeatferden til tiltaksdeltakere kan også bli påvirket, noen kan endre atferden i dag. Vi vil derfor også se nærmere på tilfellet hvor denne effekten kommer i løpet av en tre måneders periode. Men vår grunnantakelse er som sagt at effekten av dimensjoneringen av arbeidsmarkedstiltak i en bestemt måned tidligst slår ut i løpet av den etterfølgende måneden. Dette gjelder uansett om man betrakter ledighet eller nyansettelser. I neste kapittel skal vi spesifisere våre økonometriske modeller nærmere.

Vi starter med å presentere regresjonsmodellene for *Beveridge-kurve-relasjonene*. Dernest spesifiserer vi regresjonsmodellene for analysene av *matching-funksjonen*.

### Modeller for analyse av ledighet (Beveridge-kurve-relasjoner)

Vår basismodell for analyser av sammenhengen mellom ledighet og tiltak på fylkesnivå er beskrevet ved relasjon 1):

1)

$$\ln\left(\frac{U_{ft}}{A_{ft}}\right) = \beta_1 \ln\left(\frac{V_{ft}}{A_{ft}}\right) + \beta_2 \left(\frac{T_{ft}}{A_{ft}}\right) + \beta_3 \left(\frac{T_{ft}}{A_{ft}}\right)^2 + \beta_4 \left(\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right) + \beta_5 \left(\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right)^2 + y_t + \theta_f + \varepsilon_{ft}$$

Her angir U antallet helt ledige arbeidssøkere, T angir antallet ordinære tiltaksdeltakere, A angir arbeidsstyrken, mens V angir antallet ledige jobber. Vi kontrollerer for variasjoner over tid, med en vektor av årsummier,  $y_t$ .  $\theta_f$  uttrykker en fast effekt knyttet til fylket. Dette betyr at vi kontrollerer vekk alle ulikheter som skyldes faste forskjeller mellom fylkene.  $\varepsilon_{ft}$  angir et tids- og fylkesspesifikt støyledd eller sjokk. Fotskrift f angir fylke, mens fotskrift t angir år.

Relasjon 1) inneholder både tiltaksraten og tiltaksraten kvadrert som forklaringsvariabler. Hensikten er å tillate at effekten av tiltak varierer med nivået. Vi vil også estimere 1) uten tiltaksrate kvadrert. Modellen ved relasjon 1) er spesifisert slik at tiltak år t og tiltak år t-1 påvirker ledigheten år t. Grunnen til dette er at data består av observasjoner som er gjennomsnitt over året. Tiltak en måned påvirker ledigheten først måneden etter, men når man tar et gjennomsnitt over året, vil denne effekten fremstå som samtidig. Det vil også oppstå en effekt fra året før, siden tiltak i desember påvirker arbeidsmarkedet i januar året etter. Effekten fra året før kan være liten, og vi vil også estimere modellen uten denne effekten. Vi antar videre at det ikke er en egen treghet i ledigheten.

Vi forutsetter i basismodellen at støyleddet  $\varepsilon_{ft}$  er ukorrelert med tidligere sjokk og forstyrrelser. Dette er en sterk antakelse. Man kan godt argumentere for at sjokk i år t følger eller er korrelert med fortidens sjokk. Vår antakelse vil imidlertid rettferdiggjøres noe ved at selve estimeringen av relasjon 1) utføres på første-differanseform, det vil si at alle variablene måler endring fra foregående år, og at årsummier er inkludert i estimeringen.<sup>12</sup> Vi vil også presentere en modell hvor vi lar sjokk i år t samvariere med fjorårets sjokk. Fra estimatene er det mulig å beregne hvordan omfanget av tiltak påvirker ledigheten. Det er disse estimatene vi vil presentere i tabeller i teksten. Regresjonskoeffisientene er lagt i appendiks.<sup>13</sup>

Calmfors (2004) kritiserer tidligere makrostudier av sammenhengen mellom tiltak og åpen ledighet for ikke å ta hensyn til at tiltakseffekten på ledighet inneholdt en ren plasseringseffekt. Poenget er at hvis en ledig arbeidssøker

12. Vi har testet for autokorrelasjon i restleddet når modellen estimeres på første-differanseform. Men hvis man har klar autokorrelasjon på nivåform, forsvinner denne på første-differanseform.

13. Se appendiks for ytterligere detaljer.

plasseres på tiltak, vil antallet ledige personer umiddelbart reduseres med én, mens antallet på tiltak øker tilsvarende. Dette betyr at selve plasseringseffekten gir en reduksjon i ledighet som er lik -1. Hvis da endringen i åpen ledighet er mer negativ enn -1, vil tiltak ha en forbedrende effekt på arbeidsmarkedet, det vil si bidra til å redusere den totale ledigheten. I de analysene som gjennomføres her, tester vi derfor om den estimerte effekten på ledigheten av å øke tiltaksnivået er signifikant forskjellig fra -1.<sup>14</sup>

-1 er imidlertid et maksimumsanslag på plasseringseffekten. Hvor stor den faktisk er, kan diskuteres, men den er trolig nærmere -1 jo større samtidighet det er mellom endringen i tiltaksnivå og estimert effekt på den åpne ledigheten. Når man måler effekten av en økning i tiltaksvolumet i en periode på ledigheten i den neste, er plasseringseffekten antakelig mindre enn -1 (i absolutt verdi). Hvor mye mindre avhenger da av lengden på periodene som observeres og av tiltakenes varighet. Jo kortere perioder og jo lengre varighet av tiltakene, desto mer vil oppstart av tiltak i forrige periode smitte over på neste periode som en plasseringseffekt på den åpne ledigheten. -1 gir i alle tilfeller et øvre anslag på hva som er nødvendig effekt av en økning i tiltaksvolumet på den åpne ledigheten for at den skal ha en forbedrende effekt på den totale ledigheten.

Et kompliserende element for tolkningen av resultatene er at større tiltaksomfang kan øke tilstrømningen til registrert ledighet. Når tilbudet av tiltaksplasser øker kan det tenkes at flere personer melder seg ledige fordi muligheten for å komme på tiltak har blitt større. Arbeidsløse som av ulike grunner ikke har hatt nok incentiv til å registrere seg som ledige og som ønsker en tiltaksplass kan komme i denne kategorien. Dette kan for eksempel være såkalte "motløse arbeidere" ("discouraged workers") som har gitt opp å søke ordinært arbeid, men som tror at tiltaksdeltakelse kan gi dem en ny mulighet i arbeidsmarkedet. I våre data blir ledighet målt ved registrert arbeidsløse. Dersom en slik mekanisme gjør seg gjeldene vil den derfor isolert sett bidra til en positiv sammenheng mellom tiltaksomfang og registrert ledighet. I så fall er dette et ytterligere argument for at -1 må tolkes som et øvre anslag på hva tiltakenes effekt må være for at de skal ha en gunstig effekt på total ledighet.

Foruten årlige fylkesdata har vi også *månedlig informasjon* om ledighet, tiltak og vakanser for *yrkesgrupper*. Tidsseriene er dessverre noe kortere. Våre observasjoner dekker perioden januar 1995 til desember 2005. Vår basismodell for månedsanalysene er beskrevet ved relasjon 2:

---

14. Legg merke til at når vi estimerer 5) uten de kvadrerte tiltaksleddene, innebærer det at elastisiteten fortsatt kan beregnes fra 7), men hvor  $\beta_3$  og  $\beta_5$  settes lik 0. Estimeres 5) uten at man lar fjorårets tiltak ha noen effekt, beregnes elastisiteten igjen fra 7), men nå settes  $\beta_4$  og  $\beta_5$  lik 0. 7) vil endres noe hvis 5) inneholder autokorrelerte restledd.

2)

$$\ln\left(\frac{U_{kt}}{A_{kt}}\right) = \beta_1 \ln\left(\frac{V_{kt}}{A_{kt}}\right) + \beta_2 \left(\frac{T_{kt-1}}{A_{kt-1}}\right) + \beta_3 \left(\frac{T_{kt-1}}{A_{kt-1}}\right)^2 + y_t + \theta_k + \varepsilon_{kt}$$

Som for fylkesanalysene over angir  $U$  antallet helt ledige arbeidssøkere,  $T$  angir antallet ordinære tiltaksdeltakere,  $A$  angir arbeidsstyrken, mens  $V$  angir antallet ledige jobber. Relasjon 2) inneholder som tidligere både tiltaksraten og tiltaksraten kvadrert som forklaringsvariabler. Hensikten er igjen å tillate at effekten av tiltak varierer med nivået. Vi kontrollerer for variasjoner over tid, med en vektor av månedXårsdummier,  $y_t$ .  $\theta_k$  uttrykker en fast effekt knyttet til analyseenheten. Dette betyr at vi kontrollerer vekk alle ulikheter som skyldes faste forskjeller mellom analyseenhetene.  $\varepsilon_{kt}$  angir et tids- og panelenhetsspesifikt støyledd eller sjokk. Fotskrift  $k$  angir analyseenhet, mens fotskrift  $t$  angir månedXår (f.eks. januar 1997).

Modellen ved relasjon 2) er spesifisert slik at tiltak måned  $t-1$  påvirker ledigheten i måned  $t$ . Vi antar videre at det ikke er en egen treghet i ledigheten. Basismodellen forutsetter også at støyleddet  $\varepsilon_{kt}$  er ukorrelert med tidligere sjokk. Dette er en sterk antakelse, kanskje særlig med tanke på at vi anvender månedsobservasjoner. Man kan godt argumentere for at forstyrrelser denne måneden følger eller er korrelert med fortidens forstyrrelser. Selve estimeringen av modell 2) utføres også på første-differanseform, det vil si alle variablene måler endring fra foregående måned, og månedXårsdummier er inkludert i estimeringen. Dette skulle redusere omfanget av problemet.<sup>15</sup>

Vi vil også la tiltak opp til tre måneder tidligere påvirke ledigheten. Dette gjøres i relasjon 2) ganske enkelt ved å inkludere to ledd til som uttrykker tiltak periode  $t-2$  og tiltak periode  $t-3$ . Vi vil også estimere modeller hvor vi lar sjokk denne måneden samvariere med sjokk for tolv måneder siden. Det er ikke urimelig at ubalanser på arbeidsmarkedet gjentar seg med en årlig syklus. Dette viser også data.

På bakgrunn av estimatene kan vi beregne effekten av hvordan omfanget av arbeidsmarkedstiltak påvirker den åpne ledigheten.<sup>16</sup>

Modellen over er beskrevet på generell form, idet vi ikke har spesifisert nærmere analyseenhet. Modellen estimeres for følgende analyseenheter:

- i) Yrke, tidsenhet: måned, periode: januar 1995–desember 2005

15. Vi har også i disse modellene testet for autokorrelasjon i restleddet når modellen estimeres på første-differanseform. I estimeringen av disse modellene på første-differanseform forsvinner først autokorrelasjonen ved inkludering av variabler som måler tiltak, ledighet og vakanser 12 måneder tidligere. Dette tyder på at dummiene ikke fullstendig kontrollerer vekk mer involvert autokorrelasjon.

16. Se appendiks for ytterligere detaljer.

- ii) YrkeXfylke, tidsenhet: måned, periode: januar 1995–desember 2005
- iii) Fylke, tidsenhet: måned, periode: januar 1995–desember 2005, men analysene utføres separat for de ulike yrkene.

Estimering av relasjonene 1) og 2) støter på problemer som følge av at kausaliteten mellom variablene som inngår i analysene, ikke er entydig. Arbeidsmarkedstiltak igangsettes når ledigheten blir høy, men vil tilsvarende (forhåpentligvis) dempe den åpne ledigheten. Høy ledighet kan tilsvarende gjøre det interessant å skape nye jobber, mens nye jobber kan redusere ledigheten. I litteraturen løses dette problemet tradisjonelt ved å innføre instrumenter for de såkalte endogene variablene. Vi diskuterer dette nærmere i appendiks B.

Arbeidsmarkedstiltak kan også tenkes å ha ulik effekt for ulike yrkesgrupper. Det er ikke åpenbart at tiltak for arbeidssøkende innen helse- og sosialyrkene påvirker effektiviteten i matchingen som tiltak for arbeidssøkende innen industrien. Tiltak kan variere som egnet virkemiddel for å bedre effektiviteten i matchingen mellom arbeidssøkende personer og bedrifter som etterspør arbeidskraft. Vi vil estimere våre modeller også separat for hvert enkelt yrke. Dette vil vise om våre konklusjoner er robuste på tvers av yrker.

Det kan også argumenteres for at type arbeidsmarkedstiltak er viktig. I de teoretiske analysene i Cahuc og Zylberberg (2004) påvirker ulike typer tiltak arbeidsmarkedet forskjellig. De empiriske analysene som vi har redegjort for tidligere, finner også forskjellig effekt av ulike typer tiltak.

### Modeller for å analysere matching-funksjonen

Vi vil også utføre analyser av *matching-effektiviteten*, det vil si at vi vil studere sammenhengen mellom nyansettelser, ledige arbeidere, vakanser og hvilken effekt tiltak har på denne sammenhengen. Vår grunnantakelse er som i de tidligere kapitlene at tiltak en måned tidligst kan påvirke nyansettelsene måneden etter. Tilsvarende må ledigheten og vakansene måles ved utløpet av måneden før nyansettelsene. Hvis vi analyserer årlige gjennomsnitt over månedene, vil vi imidlertid observere en samtidig effekt.

De lengste tidsseriene finner vi igjen for rene fylkesdata, hvor hver observasjon utgjør et gjennomsnitt over året av månedlige observasjoner. Observasjonsperioden dekker 11 år, fra 1989 til og med 2000.

Vår basismodell for fylkesanalysene er beskrevet ved relasjon 3):

3)

$$\ln\left(\frac{M_{ft}}{A_{ft}}\right) = \alpha_1 \ln\left(\frac{V_{ft}}{A_{ft}}\right) + \alpha_2 \left(\frac{T_{ft}}{A_{ft}}\right) + \alpha_3 \left(\frac{T_{ft}}{A_{ft}}\right)^2 + \alpha_4 \ln\left(\frac{U_{ft}}{A_{ft}}\right) + y_t + \theta_f + \varepsilon_{ft}$$

t=1989–2000(år), f=fylker, og y=årsdummier. Observasjonsenheten er fylket,

og data inneholder årlige gjennomsnitt for fylkene.  $M_{ft}$  uttrykker følgelig gjennomsnittlig antall nyansettelser i år  $t$  i fylke  $f$ . Betegnelse for  $V$ ,  $U$  og  $A$  er uendret fra tidligere og angir henholdsvis vakanser, ledighet og arbeidsstyrken. Siden 3) inneholder både tiltaksraten og tiltaksraten kvadrert, vil denne spesifikasjonen tillate at dimensjoneringen av tiltaksnivået kan ha ulik effekt på nyansettelsene avhengig av nivået.<sup>17</sup>

Vi vil måle nyansettelsene på to forskjellige måter. I det første tilfellet lar vi  $M$  måle nyansettelser kun for personer som forrige måned enten var helt ledige arbeidssøkende, eller på tiltak, og hvor nyansettelsen finner sted måneden etter siste måned som ledig eller tiltaksdeltaker. I det andre tilfellet utvider vi tidshorisonten noe. En nyansettelse behøver ikke kun å inntreffe i måneden etter ledighets- eller tiltaks måneden, men kan også regnes som en nyansettelse fra ledighet eller tiltak så lenge den inntreffer innenfor et vindu på tre måneder. Dette lar personer være uten registrert aktivitet en stund, før ny jobb tiltredes.

Relasjon 3) estimeres med den såkalte instrumentvariabelmetoden, hvor log vakanseraten, log ledighetsraten og tiltaksvariablene instrumenteres med de tilsvarende variablene lagget to perioder. De fremkomne estimatene anvendes i å beregne effekt av tiltak på nyansettelsene.<sup>18</sup>

Vi ser også på hvordan ulike typer tiltak kan påvirke nyansettelsene eller matchingen. Våre data inneholder opplysninger om anvendelsen av ulike typer tiltak, men dessverre kun for en mer avgrenset periode. Vi vil fokusere på fem former for tiltak: lønnstilskudd, offentlig sysselsetting, AMO-kurs, fadderordning og vikarplasser. Vi kan i våre data følge bruken av disse ordningene i kommunene fra januar 1995 fram til og med desember 2000.

For å analysere betydningen av de ulike *tiltakstypene* estimerer vi en kommunal matching-funksjon, det vil si vi ser hvordan ledighetsraten og vakanseraten samt ulike tiltaksformer påvirker nyansettelsesraten (matchingen) på kommunenivå. Tidsenheten er månedlige observasjoner. Tiltak, ledighet og vakanser påvirker først nyansettelsene måneden etter. Ingen nyansatt person er samtidig observert som ledig eller på tiltak. Som for fylkesanalysene estimerer vi modellen for to horisonter når det gjelder hva som skal regnes som en nyansettelse.

Vår basismodell for de månedelige kommuneanalysene er beskrevet ved relasjon 4):

4)

$$\ln\left(\frac{M_{kt}}{A_{kt}}\right) = \alpha_1 \ln\left(\frac{V_{kt-1}}{A_{kt-1}}\right) + \alpha_2 \left(\frac{T_{kt-1}}{A_{kt-1}}\right) + \alpha_3 \left(\frac{T_{kt-1}}{A_{kt-1}}\right)^2 + \alpha_4 \ln\left(\frac{U_{kt-1}}{A_{kt-1}}\right) + y_t + \theta_k + \varepsilon_{kt}$$

17. Vi antar konstant varians på individnivå slik at alle regresjoner blir vektet med arbeidsstyrken i fylket.

18. Se appendiks for detaljer.

$t$ =januar 1995–desember 2000(år),  $k$ =kommuner, og  $y$ =år $\times$ månedsdummier. Observasjonsenheten er kommune, og data inneholder månedlige observasjoner.  $M_{kt}$  uttrykker følgende antall nyansettelser i måned  $t$  i kommune  $k$ . Betegnelse for  $V$ ,  $U$  og  $A$  er uendret fra tidligere og angir henholdsvis vakanser, ledighet og arbeidsstyrken. I basismodellen regner vi en nyansettelse måneden etter avsluttet tiltak eller ledighet som en direkte nyansettelse. Vi ser også på nyansettelser hvor vi opererer med et tre måneders ”vindu”. Høyresidevariablene i relasjon 4) måles da ved tidspunkt  $t-3$ . Når vi analyserer de fem formene for tiltak, erstattes tiltak i relasjon 4) med alle fem tiltakene samlet. De fremkomne estimatene anvendes til å beregne effekt av tiltak på nyansettelsene.<sup>19</sup>

Rent avslutningsvis i dette kapittelet vil vi påpeke at endringer i tidsseriene kan forekomme over tid. Det er et nødvendig trekk ved dataene for våre analyser at de må omfatte mange år. Dette er nødvendig for å gjøre analysene mindre sensitive for konjunkturvariasjoner. Men dessverre innebærer lengre tidsserier også økt sannsynlighet for brudd i disse seriene. I vårt tilfelle angir aetat at deres registrering av ledige jobber (vakanser) har blitt endret på slutten av 1990-tallet.<sup>20</sup> Selv om vi følger aetats anbefalinger om å måle etterspørselen etter arbeidskraft primært ved antall ledige stillinger annonsert i media fra 1997, kan vi vanskelig utelukke at dette skaper brudd i tidsserien, som igjen kan påvirke estimeringene. Vi forsøker imidlertid å redusere muligheten for dette ved å inkludere tidsdummier i analysene.

## 5.4 Data

Vi baserer oss på data fra flere forskjellige kilder. Primærdataene stammer fra aetat. Helt ledige arbeidssøkere og tiltaksdeltakere måles ved dem som er registrert hos aetat. Aetats tall er noe forskjellige fra Statistisk sentralbyrås (SSBs) arbeidskraftundersøkelser (AKU) siden det å bli registrert hos aetat fordrer oppmøte på arbeidskontoret. AKUs ledighet defineres ut fra om vedkommende både ønsker og vil kunne tiltre en jobb. Registrerte ledige stillinger eller såkalte vakanser er også hentet fra aetat. Når det gjelder vakanser, måles disse fra 1997 kun ved vakanser meldt til media (i tråd med aetats anbe-

19. Se appendiks for detaljer.

20. Aetat (2005: 7) skriver ”Opptrappingen av aetats engasjement på korttidsmarkedet i perioden 1997 til sommeren 2000 og den påfølgende nedtrappingen av engasjementet på korttidsmarkedet har bidratt til å påvirke utviklingen i tilgangen på ledige stillinger meldt aetat lokal i perioden 1997–2001. Etter 1997 har derfor utviklingen i antall ledige stillinger annonsert i media gitt et bedre bilde av etterspørselen etter arbeidskraft enn utviklingen i totalt antall ledige stillinger.”



falinger for konsistens over tid). Dette vil redusere en eventuell effekt av aetats engasjement på korttidsmarkedet.

Vi anvender to typer primærdata fra aetat. Den ene typen er fylkesdata som inneholder årgjennomsnitt. Disse dataene publiserer aetat i sin historiske statistikk. De dekker perioden 1985 til og med 2005. Vi anvender opplysninger om beholdningen av helt ledige arbeidssøkende personer, antallet på tiltak og antall ledige stillinger. Sysselsetting og arbeidsstyrken i aetats data stammer fra januar tall fra Rikstrygdeverket. Arbeidsstyrken er fast over året.

Den andre typen data omfatter opplysninger på et mer disaggregert nivå. Vi har fått månedsopplysninger på kommunenivå for ulike yrker. Disse dataene fra aetat dekker perioden januar 1995–desember 2005 med opplysninger om vakanser, helt ledige og tiltak (og ulike former for tiltak). Vi forutsetter at ledige personer og tiltaksdeltakere sogner til kommune ut ifra bostedsadresse. I løpet av perioden endres yrkesstandarden. For å få konsistens over tid, aggregerer vi dataene til grove yrkeskategorier. Vi innfører følgende kategorier: 1) teknisk naturvitenskapelig arbeid, 2) sykepleie- og helsearbeid, 3) undervisningsarbeid, 4) administrasjon og annet humanistisk arbeid, 5) kontorarbeid, 6) handelsarbeid, 7) primærnæringsarbeid, 8) transport- og kommunikasjonsarbeid, 9) bygg- og anleggsarbeid, 10) industriarbeid og 11) servicearbeid.

For å kunne utnytte disse disaggregerte dataene i våre analyser trenger vi opplysninger om sysselsetting. Dette er nødvendig for å konstruere variabler på rateform. Problemet nå er at månedsinformasjon om antallet sysselsatte innen ulike yrker på kommunenivå ikke finnes før tidligst i 2003. Først i 2003 ble yrke inkorporert i arbeidstakerregisteret. Vi må derfor beregne dette. Vi har valgt følgende fremgangsmåte: Fra FD-trygd måler man sysselsettingXkommuneXmåned for årene 1995–2000 (beholdning ved utløp av måneden). Fra arbeidstakerregisteret måler man sysselsettingXkommuneX15.5 for årene 2001–2004. Fra arbeidstakerfil, 2. kvartal (15.5), måler man sysselsettingXkommuneX15.5.

Deler av analysene fokuserer på matcher eller nyansettelser. Disse er målt ved følgende fremgangsmåte: FD-trygd dekker perioden 1992–2000. Fra FD-trygd måler man fire typer matcher-tidspunkt t: 1) ledig person (utløp måned t-1) som utløp måned t er sysselsatt som arbeidstaker; 2) person på tiltak (utløp måned t-1) som utløp måned t+1 er sysselsatt som arbeidstaker; 3) ledig person (utløp måned t-3) som innen utløp måned t er sysselsatt som arbeidstaker; 4) person på tiltak (utløp måned t-3) som innen utløp måned t er sysselsatt som arbeidstaker. Personene som regnes som matcher, finnes ikke som ledige eller på tiltak ved utløp av måned t. Ideen med å vente tre måneder er å la personene virre litt rundt først. Tilsvarende lages det månedsdata for helt ledige, tiltak og sysselsatte (arbeidstakere). Til slutt lages årgjennomsnitt. For perioden 1989 til og med 1991 anvender vi opplysninger fra arbeidstakerregisteret (sysselsatte) og SOFA-søker-registeret (helt ledige og tiltaksdeltake-

re). Vi lager beholdningstall for personer som er helt ledige, tiltaksdeltaker eller sysselsatt ved utgangen av april måned. Nyansettelser måles deretter i mai. Vi lager også et mål på nyansettelser i mai måned som følger fra tiltaksdeltakelse eller ledighet til perioden februar–april, det vil si man opererer med et tre måneders vindu hvor de tiltaksdeltakende eller ledige kan tillate seg inaktivitet (i forhold til arbeidsmarkedet).

## 5.5 Empiriske resultater

Vi starter med å presentere analyser av effekten av dimensjonering av tiltak på ledigheten. Data er på fylkesnivå og omfatter perioden 1989–2005. Tabell A1 i appendiks B presenterer våre resultater fra estimeringen av seks regresjonsmodeller.<sup>21</sup> I den første modellen lar vi tiltak kun ha en direkte konstant effekt. Med direkte mener vi at tiltak kun har en samtidig effekt. Med konstant mener vi at vi ikke tar hensyn til at effekten av tiltak kan variere med nivået på tiltak. I den neste modellen tillater vi at tiltaksnivået kan ha en effekt på ledigheten som varierer med nivået på tiltak (direkte varierende effekt). I de fire siste spesifikasjonene gjentar vi disse tilfellene, men inkluderer også muligheten for at tiltak kan ha en forsinket effekt (dvs. fjorårets tiltaksnivå påvirker årets ledighet), og at tilpasningen skjer tregt (fjorårets ledighet påvirker årets ledighet). Resultatene fra disse regresjonsmodellene gir et entydig bilde av at tiltak reduserer den åpne ledigheten, men man finner ingen signifikant reduksjon av den totale ledigheten. Vi finner heller ingen dimensjoneringseffekt, det vil si effekten av tiltak på ledighet varierer ikke med tiltaksnivået.

På bakgrunn av disse estimatene har vi så beregnet den marginale endringen på åpen ledighet i prosentpoeng når tiltaksnivået endres med ett prosentpoeng. Det er disse endringene som presenteres i det følgende. Både åpen ledighet og tiltak er målt i prosent av arbeidsstyrken.

Tabell 5.1 viser den beregnede effekten på åpen ledighet på bakgrunn av fire forskjellige modeller, for fire tiltaksnivåer og fire nivåer av den totale ledigheten. Når den totale ledigheten er lav, vil tiltaksnivåene implisere relativt stor tiltaksandel. Selv når den totale ledigheten utgjør 3 prosent, vil en tiltaksrate på 15 promille implisere at 50 prosent av de arbeidsledige deltar på tiltak.

---

21. Vi har også gjennomført analyser med log total ledighetsrate i stedet for log åpen ledighetsrate. Dette endrer ikke kvalitativt på våre funn.

Tabell 5.1. Effekt på den åpne ledigheten av økning i tiltaksnivået. Prosentpoeng endring i åpen ledighet som følge av ett prosentpoengs økning i tiltaksraten. Observasjoner på fylkesnivå, 1989–2005

		Tiltaksrate (‰):			
		1	5	10	15
Total ledighet (%)					
Direkte konstantefekt	1	-0,13***	-0,07***	-	-
	3	-0,42***	-0,36***	-0,29***	-0,22***
	5	-0,70	-0,65	-0,58	-0,50**
	7	-0,99	-0,93	-0,86	-0,79
Direkte varierende effekt	1	0,03***	0,01***	-	-
	3	0,10**	0,03***	-0,04***	-0,07***
	5	0,17	0,05	-0,07*	-0,16***
	7	0,24	0,07	-0,11	-0,26
Både direkte og forsinket konstantefekt	1	-0,88***	-0,93***	-	-
	3	-0,60***	-0,65***	-0,72***	-0,79***
	5	-0,32	-0,38	-0,45*	-0,52***
	7	-0,05	-0,10	-0,17	-0,24
Både direkte og forsinket varierende effekt	1	-0,24***	-0,13***	-	-
	3	-0,78	-0,63	-0,46*	-0,31***
	5	-1,32	-1,13	-1,08	-0,73
	7	-1,86	-1,63	-1,38	-1,14

Note: Beregnet fra estimater presentert i tabell A1. \*\*\*, \*\*, og \* angir henholdsvis signifikansnivå 1 %, 5 % og 10 %.

Vi rapporterer deretter i hvilken grad den estimerte marginale effekten er signifikant forskjellig fra minus 1.<sup>22</sup> Hvis den estimerte marginale effekten er mer negativ enn minus 1, er den så stor (i absolutt verdi) at den overstiger maksimumsanslaget for plasseringseffekten, og indikerer dermed at tiltaksøkningen reduserer den totale ledigheten. Hvis den estimerte marginale effekten er negativ, men større enn minus 1, kan dette – siden vi ikke vet størrelsen på plasseringseffekten – fortsatt være forenlig med at den totale ledigheten reduseres. Dette blir imidlertid mindre sannsynlig jo nærmere tiltakseffekten på åpen ledighet er null.

22. Hvis tiltak kun har en maksimal plasseringseffekt, skal effekten av å ta en åpent ledig person og plassere vedkommende på tiltak være lik minus 1.

Det første tilfellet vi viser i tabell 5.1, gjelder modellen hvor tiltak kun har en direkte konstant effekt. I det andre tilfellet viser vi effekten når vi tillater at tiltaksnivået kan ha en effekt på ledigheten som varierer med nivået på tiltak (direkte varierende effekt). I de to siste spesifikasjonene gjentar vi disse tilfellene, men inkluderer også muligheten for at tiltak kan ha en forsinket effekt (dvs. fjorårets tiltaksnivå påvirker årets ledighet).

Resultatene som oppsummeres i tabell 5.1, viser at aktive arbeidsmarkeds-tiltak demper den åpne ledigheten. Vi finner stort sett negativ marginal effekt, men ingen er signifikant mer negativ enn minus 1, og de fleste er signifikant mer positive. Dette betyr at tiltak i hvert fall ikke reduserer den totale ledigheten, selv om man fra våre tall ikke kan hevde at tiltak alltid vil øke den totale ledigheten. Resultatene i tabellen kan gi inntrykk av at jo mer intensivt man anvender arbeidsmarkedstiltak, desto sterkere blir denne ugunstige effekten ved tiltak. Dette er feil og skyldes at tabellen angir margineffekt etter tiltaksrate og total ledighetsrate.<sup>23</sup>

Det knytter seg usikkerhet til disse konklusjonene, og flere observasjoner ville klart ha redusert denne usikkerheten. Samtidig kan man med rette spørre om man kan forvente lik effekt for ulike grupper arbeidstakere. En måte å øke antallet observasjoner på er å foreta analysene på et lavere aggregeringsnivå. Dette vil også tillate oss å kontrollere vekk betydningen av at arbeidstakere utgjør en heterogen gruppe. Våre data tillater at vi studerer betydningen av dimensjoneringen av arbeidsmarkedstiltak på en månedlig basis hvor vi tar hensyn til *yrkestilknytningen*. Vi må imidlertid dessverre begrense oss til en kortere observasjonsperiode, nærmere bestemt januar 1995 til og med desember 2005.

Vi estimerer modeller for to typer analyseenheter: i) yrke og ii) yrkeXfylke. I alle modellene lar vi tiltakenes effekt på ledighet kunne variere med nivået på tiltakene. Legg merke til at jo mer disaggregert nivå analysen utføres på, desto snevrere måles nå utfallet. Med dette mener vi at effekten av økt tiltaksintensitet for et yrke i et fylke (tilfelle ii yrkeXfylke) vurderes kun på ledigheten for yrket i samme fylke. En kan for eksempel godt tenke seg at tiltaket øker jobbsannsynligheten i nabofylket eller i et annet yrke. Slik mulig gunstig effekt av tiltak vil vi i så fall ikke fange opp i denne analysen.

Tabell A2 i appendiks B viser resultatene for yrkesregresjonene og blir nærmere redegjort for i appendiks B. Vi estimerer to sett med modeller; en basismodell hvor all effekt av tiltak inntreffer måneden etter, og en dynamisk modell hvor arbeidsmarkedet for 12 måneder siden også har en egen effekt.

---

23. Det er kun i det første tilfellet at vi fant at tiltak hadde en signifikant (negativ) effekt på ledigheten, og her angir regresjonsmodellen en konstant prosentvis effekt på åpen ledighet. Men når tiltaksnivået øker, og man holder det totale ledighetsnivået konstant, reduseres nivået på den åpne ledigheten. Dermed fremstår en avtakende effekt.

For vårt formål er det viktig å være klar over at modellene angir forskjellige sammenhenger mellom tiltaksnivået og ledigheten avhengig av aggregeringsnivået. For basismodellen på yrkesnivå finner vi en konveks sammenheng mellom tiltak og ledighet. Konveks her betyr at ledigheten først synker, og så stiger med økende tiltaksvolum.

Ved å tillate at effekten av tiltak varierer med nivået, blir estimatene noe vanskeligere å fortolke. Vi har derfor i tabell 5.2 på samme måte som i tabell 5.1 beregnet den marginale effekten på den åpne ledigheten ved å endre tiltaksraten med ett prosentpoeng for ulike nivåer av den totale ledigheten og for forskjellige tiltaksnivåer. Vi tester igjen om den marginale effekten er signifikant forskjellig fra minus 1 (som angitt av plasseringseffekten).

*Tabell 5.2 viser at økt tiltaksnivå i liten grad reduserer ledigheten uansett aggregeringsnivå. Ingen beregnet effekt er mer negativ enn minus 1.*

Dette gjelder uansett om man analyserer yrke eller yrkeXfylke.<sup>24</sup> Yrkesnivåanalysen viser at tiltak demper den åpne ledigheten, men ikke den totale ledigheten. Økt dimensjonering reduserer i tillegg også den gunstige effekten av tiltak på den åpne ledigheten. YrkeXfylkesnivå-analysen angir en svært liten effekt på den åpne ledigheten. Dette bildet er relativt nedslående, men kanskje ikke så overraskende. Som vår litteraturgjennomgang viser, har andre forskere også hatt problemer med å identifisere sterk gunstig effekt av tiltak. Dette gjelder særlig når man har tatt hensyn til plasseringseffekten.

*Tabell 5.2. Effekt på ledigheten i prosentpoeng av ett prosentpoengs økning i tiltak. Januar 1995–desember 2005*

		Total ledighet (%)	Tiltaksrate (‰):			
			1	5	10	15
Yrke	1	-0,08***	-0,03***	-	-	
	3	-0,23***	-0,16***	-0,10***	-0,05***	
	5	-0,38***	-0,29***	-0,20***	-0,12***	
	7	-0,54**	-0,42***	-0,30***	-0,18***	
YrkeX fylke	1	0,01***	0,00***	-	-	
	3	0,02***	0,02***	0,02***	0,01***	
	5	0,03***	0,03***	0,03***	0,03***	
	7	0,04***	0,04***	0,05***	0,05***	

Note: Beregnet fra estimater presentert i tabell A2 i appendiks B – statiske modeller. Tabell A3 i appendiks B viser samme tabell som tabell 5.2, men beregnet ut fra tabell A2 – dynamiske modeller. \*\*\*, \*\*, og \* angir henholdsvis signifikansnivå 1 %, 5 % og 10 %.

24. I tabell A3 i appendiks viser vi tilsvarende tall som i tabell 2, men vi har nå har anvendt estimatene fra de dynamiske modellene som er presentert i tabell A2. Dette endrer ikke vår hovedkonklusjon: Tiltak reduserer i liten grad den åpne ledigheten. Her finner vi imidlertid noe gunstigere anslag på effekt av tiltak for yrkeXfylke-tilfellet.

Tabell 5.3. Effekten av en økning i tiltak på den åpne ledigheten. Utvalgte yrker. Elastisitet. Januar 1995–desember 2005. Fylke

		Tiltaksrate (‰):			
		1	5	10	15
Total ledighet (%)					
Under- visning	1	-0,02 <sup>***</sup>	-0,01 <sup>***</sup>	-	-
	3	-0,07 <sup>***</sup>	-0,05 <sup>***</sup>	-0,02 <sup>***</sup>	-0,01 <sup>***</sup>
	5	-0,12 <sup>***</sup>	-0,08 <sup>***</sup>	-0,05 <sup>***</sup>	-0,01 <sup>***</sup>
	7	-0,17 <sup>***</sup>	-0,12 <sup>***</sup>	-0,07 <sup>***</sup>	-0,02 <sup>***</sup>
Admin. og hum. Arbeid	1	-0,01 <sup>***</sup>	0,04 <sup>***</sup>	-	-
	3	-0,04 <sup>***</sup>	0,21 <sup>***</sup>	0,42 <sup>***</sup>	0,51 <sup>***</sup>
	5	-0,07 <sup>***</sup>	0,39 <sup>***</sup>	0,85 <sup>***</sup>	1,18 <sup>***</sup>
	7	-0,10 <sup>***</sup>	0,56 <sup>***</sup>	1,27 <sup>***</sup>	1,85 <sup>***</sup>
Industri	1	0,02 <sup>***</sup>	0,01 <sup>***</sup>	-	-
	3	0,06 <sup>***</sup>	0,05 <sup>***</sup>	0,04 <sup>***</sup>	0,03 <sup>***</sup>
	5	0,11 <sup>***</sup>	0,09 <sup>***</sup>	0,07 <sup>***</sup>	0,06 <sup>***</sup>
	7	0,15 <sup>***</sup>	0,13 <sup>***</sup>	0,11 <sup>***</sup>	0,09 <sup>***</sup>
Service-	1	0,04 <sup>***</sup>	0,02 <sup>***</sup>	-	-
	3	0,14 <sup>***</sup>	0,09 <sup>***</sup>	0,05 <sup>***</sup>	0,02 <sup>***</sup>
	5	0,24 <sup>***</sup>	0,17 <sup>***</sup>	0,10 <sup>***</sup>	0,04 <sup>***</sup>
	7	0,34 <sup>***</sup>	0,25 <sup>***</sup>	0,14 <sup>***</sup>	0,06 <sup>***</sup>

Note: Beregnet fra estimater presentert i tabell A4. <sup>\*\*\*</sup>, <sup>\*\*</sup>, og <sup>\*</sup> angir henholdsvis signifikansnivå 1 %, 5 % og 10 %.

Kan det være slik at arbeidstiltak har ulik effekt avhengig av de arbeidssøken- des yrker? Hva finner vi hvis vi gjennomfører analysene på fylkesnivå for separate yrkesgrupper? Regresjonsresultatene er vist i appendiks B, tabell A4. I teksten presenterer vi som tidligere beregnet effekt. Det viste seg fort at for mange yrkesgrupper lot analysene seg ikke gjennomføre.<sup>25</sup> For fire store yrkesgrupper – undervisning, administrasjon og humanistisk arbeid, industriarbeid og service-arbeid – ga estimeringene bedre resultater i den forstand at estimatene var mer robuste. Tabell 5.3 viser den beregnede effekten for ulike nivåer av den totale ledigheten og for ulike tiltaksnivåer. Tabell 5.3 viser et bilde som forsterker det inntrykket vi fikk av fylkeXyrke-analysene i tabell 5.2. Tiltak ser ikke ut til å redusere åpen eller total ledighet (med unntak av undervisning hvor åpen ledighet reduseres).

Men tabellen viser at det er forskjeller mellom yrkene når det gjelder effekten av tiltak. For undervisningsarbeidere og for arbeidere innen administra-

25. Estimaterne ble ekstremt lite robuste, og vi hadde store problemer med å etablere akseptable instrumenter.

sjon og annet humanistisk arbeid blir effekten av tiltak mer ugunstig når tiltaksnivået øker, mens det for industri- og servicearbeidere virker som om økte tiltaksnivåer heller reduserer den uønskede effekten.

Ingen av analysene i dette kapitlet har vist at arbeidsmarkedstiltak reduserer den totale ledigheten. Våre resultater impliserer heller det motsatte, det vil si i mange tilfeller øker tiltak den totale ledigheten. Vi identifiserer stort sett en negativ effekt av tiltak på den åpne ledigheten, det vil si den åpne ledigheten reduseres av tiltak. Variasjoner i tiltaksnivået har liten betydning for denne effekten av tiltak. Reduksjonen i den åpne ledigheten som oppnås, er imidlertid ikke større enn hva vi skulle forvente, gitt en negativ plasseringseffekt.

Fra et policy-synspunkt kan dette knapt kalles ønskelig. Den økende effekten av tiltak på total ledighet er heldigvis langt fra sterk, og når man også tar hensyn til at estimatene er mindre robuste, kan man godt argumentere med at det ikke er noen effekt av tiltak på total ledighet. Et av målene med tiltak er imidlertid å oppnå redusert total ledighet, og i så måte er dette et skuffende resultat.

Vi ser i det følgende på resultatene fra estimeringene av *matching-funksjonen*. De lengste tidsseriene finner vi igjen for rene fylkesdata, hvor hver observasjon utgjør et gjennomsnitt over året av månedlige observasjoner. Observasjonsperioden dekker 11 år, fra 1989 til og med 2000. Tabell A6 i appendiks B viser våre regresjonsresultater, og vi diskuterer der egenskaper ved estimeringen. Vi finner sterk signifikant og positiv effekt av tiltak. Den positive effekten avtar med tiltaksnivået. Det betyr at det er en konkav effekt av tiltak. Vi beregner deretter effekten av tiltak for ulike nivåer på nyansettelsesraten i økonomien (lav, middels og høykonjunktur) og for ulike tiltaksnivåer. Gjennomsnittlig total ledighet i denne perioden er cirka 5 prosent, gjennomsnittlig tiltaksrate er cirka 1 prosent, mens nyansettelsesraten er cirka 10 prosent. Tabell 5.4 viser den beregnede effekten.<sup>26</sup>

Tabell 5.4 viser at når man vurderer *nyansettelser fra både ledighet og tiltaksdeltakelse*, finner man signifikant positiv effekt av tiltak uansett tiltaksnivå (gitt nivåer som finnes i data). Effekten varierer med konjunktorene. Jo bedre konjunktur, desto gunstigere effekt av tiltak. Vi finner imidlertid også

---

26. Hvis en antar at tiltak kun har en plasseringseffekt, det vil si man holder total ledighet konstant, innebærer dette at man må redusere tallene i tabell 4. For en total ledighet på 7 % og lavkonjunkturturnover innebærer dette å trekke ifra en faktor som varierer fra 0,006 til 0,0067 for en tiltaksrate varierende fra 1 % til 15 %. Dette betyr at økt tiltaksrate i liten grad påvirker nyansettelsene. For en total ledighet på 3 % og høykonjunkturallene må man tilsvarende trekke ifra en faktor som varierer mellom 0,014 og 0,03. Dette gir fortsatt en sterk positiv effekt av tiltak på nyansettelsene, men effekten er avtakende med tiltaksintensiteten.

tegn til at økende tiltaksintensitet for gitt konjunktur impliserer mindre gunstig effekt av tiltak.

Denne ugunstige dimensjoneringseffekten kan man delvis forstå som et resultat av sortering og seleksjon av ledige arbeidssøkere inn på tiltak, men også ved at jo større andel som deltar på tiltak, desto vanskeligere vil det være å skape effektive og gode tiltak (se kapittel 2 for en nærmere diskusjon av dette). Førstnevnte forklaring beskriver egenskaper ved de arbeidssøkende, mens sistnevnte forklaring beskriver dimensjoneringsproblemer hos myndighetene.

Tabell 5.4 viser også at betydningen av å vente noen måneder før man måler resultatet av tiltaket, har liten betydning. For alle praktiske formål gir dette like punkttestimater som å måle effekten direkte. For høye tiltaksintensiteter angir imidlertid estimatene ikke lenger noen signifikant effekt.

Vi avslutter dette kapitlet med å se nærmere på resultatene knyttet til hvordan ulike typer tiltak påvirker nyansettelsene eller matchingen. Våre data inneholder opplysninger om anvendelsen av ulike typer tiltak, men dessverre kun for en mer avgrenset periode. Vi vil fokusere på fem former for tiltak: lønnstilskudd, offentlig sysselsetting, AMO-kurs, fadderordning og vikarplasser. Vi kan i våre data følge bruken av disse ordningene i kommunene fra januar 1995 fram til og med desember 2000.

For å analysere eventuelle forskjeller i effekt av *ulike typer tiltak* estimerer vi en kommunal matching-funksjon, det vil si vi ser hvordan ledighetsraten og vakansrate samt ulike tiltaksformer påvirker nyansettelsesraten (matchingen) på kommunenivå. Tidsenheten er månedlige observasjoner.

*Tabell 5.4. Effekt på nyansettelsesraten fra tiltak og ledighet til jobb. Endring i prosentpoeng av ett prosentpoengs økning i tiltak. Fylke. 1991–2000*

Tiltaksrate (%)	Direkte				3-måneders vindu			
	1	5	10	15	1	5	10	15
Konjunktur:								
Lav	0,01**	0,01**	0,01**	0,01**	0,01**	0,01 <sup>*</sup>	0,01 <sup>*</sup>	0,01
Middels	0,05**	0,05**	0,04**	0,04**	0,05**	0,05 <sup>*</sup>	0,04 <sup>*</sup>	0,04
Høy	0,10**	0,10**	0,08**	0,07**	0,11**	0,09 <sup>*</sup>	0,08 <sup>*</sup>	0,07

Note: Beregninger fra estimater (vektet) presentert i tabell A5. \*\*\*, \*\*, og <sup>\*</sup> angir henholdsvis signifikansnivå 1 %, 5 % og 10 %. Lavkonjunktur impliserer en nyansettelsesrate på 0,001. Middels konjunktur impliserer en nyansettelsesrate på 0,005, mens høykonjunktur impliserer en nyansettelsesrate på 0,01. Disse nyansettelsesratene måler nyansettelse fra tiltak eller ledighet. Nyansettelsesraten fra andre tilstander, for eksempel annen jobb, kan være langt større.



Som for fylkesanalysene estimerer vi modellen for to horisonter når det gjelder hva som skal regnes som en nyansettelse. Først analyserer vi nyansettelser måneden etter avsluttet tiltak eller ledighet (kalt direkte nyansettelse) Deretter ser vi på nyansettelser hvor vi opererer med et tre måneders "vindu". Generelt krever vi at ingen nyansatt person skal være observert både som ledig og på tiltak.

Resultatene fra regresjonen er presentert i tabell A6 i appendiks B, og i appendikset diskuterer vi også regresjonene nærmere. I presentasjonen her beregner vi effekten av tiltak på nyansettelsene for ulike nivåer på nyansettelsesraten i økonomien (vi skiller mellom lav-, middels og høykonjunktur) og for ulike tiltaksnivåer. Den beregnede marginale effekten er presentert i tabellene 5.5–5.7 for henholdsvis lav-, middels- og høykonjunktur.<sup>27</sup>

Tabellene 5–7 viser at det er store variasjoner mellom tiltaksformene, og visse peker seg ut som klart mer effektive tiltak når det gjelder å oppnå nyansettelser. Ved lave tiltaksrater og på kort sikt, det vil si når vi krever at nyansettelsene skal finne sted måneden etter siste måned som ledig eller tiltaksdeltaker, finner vi at lønnstilskudd, vikarpraksis og offentlig sysselsettingsplasser genererer flere nyansettelser sammenlignet med AMO-kurs og fadderordninger. Lønnstilskudd og offentlig sysselsettingsplasser har også en gunstig effekt for moderate tiltaksnivåer.

*Tabell 5.5. Effekt på nyansettelsesraten fra tiltak og ledighet til jobb. Ulike typer tiltak. Målt i prosentpoeng av ett prosentpoengs økning i tiltak. Kommune. Januar 1995–desember 2000. Lavkonjunktur*

Tiltaksrate (‰):	Direkte			3-måneders vindu		
	1	5	10	1	5	10
Alle tiltak	0,03**	0,03**	0,02**	0,04**	0,04**	0,03**
Typer tiltak						
Off.sysselsetting	0,07***	0,04***	-0,00	0,01**	0,01***	0,01**
AMO-kurs	0,01	0,01	0,01*	0,03***	0,03***	0,02***
Fadderordninger	0,01	-0,00	-0,01	0,02**	0,01***	0,01
Lønnstilskudd	0,12***	0,05***	-0,04	0,04***	0,02**	-0,01
Vikarpraksis	0,06***	-0,01	-0,10	0,02**	0,00	-0,02

Note: Beregning fra estimater presentert i tabell A6. \*\*\*, \*\*, og \* angir hhv. signifikansnivå 1 %, 5 % og 10 %.

27. Hvis en igjen antar at tiltak kun har en plasseringseffekt, det vil si man holder total ledighet konstant, innebærer dette at man må redusere tallene i tabellene 5–7. For en total ledighet på 7 % og lavkonjunktur (tabell 5) innebærer det å trekke ifra en faktor som varierer fra 0,005 til 0,006 for en tiltaksrate varierende fra 1 til 10 %. Dette betyr at økt tiltaksrate fortsatt gir flere nyansettelser. For en total ledighet på 3 % og høykonjunktur tallene (tabell 7) må man tilsvarende trekke ifra en faktor som varierer mellom 0,128 og 0,185. Dette gir fortsatt en sterk positiv effekt av tiltak på nyansettelsene, men effekten er klart avtakende med tiltaksintensiteten.

Tabell 5.6. Effekt på nyansettelsesraten fra tiltak og ledighet til jobb. Ulike typer tiltak. Målt i prosentpoeng av ett prosentpoengs økning i tiltak. Kommune. Januar 1995–desember 2000. Middels konjunktur

Tiltaksrate (%):	Direkte			3-måneders vindu		
	1	5	10	1	5	10
Alle tiltak	0,15**	0,14**	0,02**	0,22**	0,20**	0,17**
Typer tiltak						
Off.sysselssetting	0,34***	0,18***	-0,01	0,07**	0,07**	0,07**
AMO-kurs	0,07	0,07	0,07*	0,15***	0,13***	0,11***
Fadderordninger	0,05	-0,00	-0,07	0,08**	0,05***	0,03
Lønnskudd	0,59***	0,23***	-0,21	0,21***	0,10**	-0,03
Vikarpraksis	0,32***	-0,04	-0,50	0,11***	0,02	-0,09

Note: Beregnet fra estimater presentert i tabell A6. \*\*\*, \*\*, og \* angir hhv. signifikansnivå 1 %, 5 % og 10 %.

Tabell 5.7. Effekt på nyansettelsesraten fra tiltak og ledighet til jobb. Ulike typer tiltak. Målt i prosentpoeng av ett prosentpoengs økning i tiltak. Kommune. Januar 1995–desember 2000. Høykonjunktur

Tiltaksrate (%):	Direkte			3-måneders vindu		
	1	5	10	1	5	10
Alle tiltak	0,30**	0,27**	0,23**	0,45**	0,40**	0,34**
Typer tiltak						
Off.sysselssetting	0,68***	0,37***	-0,03	0,14**	0,14**	0,13**
AMO-kurs	0,14	0,14	0,14*	0,30***	0,27***	0,23***
Fadderordninger	0,11	-0,00	-0,14	0,15**	0,11***	0,06
Lønnskudd	1,18***	0,47***	-0,43	0,42***	0,20**	-0,06
Vikarpraksis	0,64***	-0,08	-1,00	0,23***	0,05	-0,18

Note: Beregnet fra estimater presentert i tabell A6. \*\*\*, \*\*, og \* angir hhv. signifikansnivå 1 %, 5 % og 10 %.

Vi finner ingen gunstig effekt ved veldig høye tiltaksnivåer. Her er det viktig å huske på at det vi oppfatter som nyansettelser, ikke er starten på en tiltaksjobb. Nyansettelser forekommer kun hos personer som ikke er ledige eller tiltaksdeltakere. Lønnskudd, vikarpraksis og offentlig sysselsettingsplasser genererer således nye ansettelsesforhold etter endt tiltak.

Vi finner et lignende mønster også når vi utvider ”vinduet” for nyansettelser. Da ser vi at det fortsatt kun er moderate eller lave nivåer av lønnskuddordninger og vikarplasser som har noen gunstig virkning. Dette gjelder nå også for fadderordninger. Offentlig sysselsetting har en gunstig effekt uavhengig av tiltaksnivået. Det samme gjelder AMO-kurs. Våre funn innebærer at tiltak bør målrettes. Når for mange plasseres på mange tiltak, avtar effekten. Dette er naturlig i og med man da opplever problemer med å etablere effektive tiltak, at koordinerings- og transaksjonsproblemene øker, og at tilstrømmingen

til tiltak ikke lenger vil bestå av dem som har mest behov for tiltak. Våre funn viser også at effekten av tiltak som AMO-kurs tar tid, men likevel kan være positiv.

## 5.6 Oppsummering og diskusjon

I dette kapittelet har vi analysert hvilken effekt dimensjoneringen av arbeidsmarkedstiltak har for ledigheten og nyansettelsene i Norge. Vi har studert dette spørsmålet ved hjelp av ulike metoder, ulike modeller og anvendt data som har omfattet ulike perioder. Våre analyser gir stort sett sammenfallende resultater, men det er noen viktige unntak. Hovedinntrykket er at vi finner en negativ effekt av tiltak på åpen ledighet, men selve dimensjoneringen – målt ved tiltaksnivået – påvirker i liten grad denne negative effekten. Vi ser som sagt at hvis man plasserer en person på tiltak, reduseres stort sett den åpne ledigheten, men det er jo ikke så oppsiktsvekkende. En gunstig effekt av tiltak utover denne plasseringseffekten observerer vi ikke i data. Vi finner nemlig at den totale ledigheten ikke reduseres signifikant med tiltak, og i enkelte tilfeller finner vi faktisk at tiltak øker den total ledigheten. På yrkesnivå ser vi også tendenser til at en ugunstig effekt av tiltak øker med dimensjoneringen, det vil si at vi observerer en svak negativ dimensjonerings-effekt.

Et kompliserende element for tolkningen av resultatene er at større tiltaksomfang kan øke tilstrømningen til registrert ledighet. Når tilbudet av tiltaksplasser øker kan det tenkes at flere personer melder seg ledige fordi muligheten for å komme på tiltak har blitt større. Arbeidsløse som av ulike grunner ikke har hatt nok incentiv til å registrere seg som ledige og som ønsker en tiltaksplass kan komme i denne kategorien. Dette kan for eksempel være såkalte "motløse arbeidere" ("discouraged workers") som har gitt opp å søke ordinært arbeid, men som tror at tiltaksdeltakelse kan gi dem en ny mulighet i arbeidsmarkedet. I våre data blir ledighet målt ved registrert arbeidsløse. Dermed en slik mekanisme gjør seg gjeldene vil den derfor isolert sett bidra til en positiv sammenheng mellom tiltaksomfang og registrert ledighet. Denne sammenhengen bør man ha i mente når man tolker sammenhengen når man tolker våre resultater om sammenhengen mellom tiltak og ledighet.

Når det gjelder utstrømning fra tiltak og ledighet, stiller dette seg annerledes. Vi finner nemlig at økes mengden personer på tiltak, så øker utstrømningen fra tiltak og ledighet til jobb noe, særlig for moderate tiltaksintensiteter. Dette gjelder for alle tiltak samlet, men også for de fleste tiltakene separat. AMO-kurs er et av unntakene, i det vi her ikke observerer noen særlig avtakende effekt.

Felles for mange av analysene er altså at når andelen tiltaksdeltakere blant alle ledige arbeidssøkende personer øker, avtar eventuell gunstig effekt av

tiltakene eller eventuell negativ effekt blir mer negativ. Dette betyr at analysene klart gir en oppfordring til måtehold i tiltaksbruken. En mulig forklaring på dette er at økende tiltaksdeltakelse innebærer økende koordineringsproblemer for kommunene samt vansker med å etablere effektive målrettede tiltak. Når vi analyserer spesifikke tiltak, ser vi at lønnstilskudd, offentlig sysselsettingsplasser og vikarpraksis kjapt virker å ha gunstig effekt på nyansettelsesraten. AMO-kurs har, ikke overraskende, bedre effekt på sikt.

Hvis vi skal oppsummere funnene våre samlet, så impliserer de at tiltak reduserer åpen ledighet, men ikke nok til å redusere total ledighet. Effekten av tiltakene varierer ikke med dimensjoneringen av tiltak. Dimensjonering av tiltak påvirker derimot utstrømningen, siden nyansettelsene øker med tiltaksnivået. Tiltak øker følgelig de lediges jobbmuligheter. Dette betyr at varigheten av ledighet reduseres, noe som er klart positivt. At sirkulasjonen av personer øker, kan imidlertid tolkes på forskjellige måter. Den første tolkningen innebærer at jobbene som de ledige får, er relativt kortvarige, og det er de samme personene som vender raskt tilbake i køen av ledige. Dette er i så fall en gjengangerproblematikk. Vi får en hyppigere sirkulasjon, men dette avspeiler en segmentering av arbeidsmarkedet, og tiltaksdeltakerne er havnet i "B-laget". Den andre tolkningen er at det skjer en innstrømning til ledighet fra andre deler av arbeidsstyrken, det vil si at tiltakene øker jobbmulighetene for dem som deltar på disse, og når de får en jobb, vender de ikke tilbake. Når ledigheten ikke endres, skyldes det at andre personer går inn i ledighet. Dette er gode nyheter for dem som kommer i arbeid, men hvis andre personer går inn i ledighet, tyder dette på at tiltak skaper fortrenningseffekt. Aktive arbeidsmarkedstiltak har fortrenningseffekt dersom deltakerne skaffer seg jobb på bekostning av andre arbeidssøkere. Direkte fortrenning kan skje ved substitusjon. Det innebærer at arbeidsgiveren velger tiltaksdeltakeren fremfor en ordinær arbeidssøker.

Vi kan dessverre ikke på bakgrunn av våre analyser gi en klar anbefaling om det korrekte nivået på tiltaksdimensjoneringen. Det er flere grunner til dette. For det første preges mange av analysene våre av estimeringsmessige problemer. Vi har estimert relasjoner hvor det av økonometriske årsaker har vært nødvendig å innføre såkalte instrumenter. Disse instrumentene tilfredsstiller ikke fullstendig alle krav. De er derfor ikke så sterke som de ønskelig burde ha vært, noe som igjen medfører at våre funn ikke er så robuste som ønskelig. Dette gjelder trolig også i tidligere litteratur, men for oss innebærer det at vi maner til en viss varsomhet når man tolker funnene.

For det andre er det viktig å legge merke til at vi kun måler effekten av dimensjoneringen av arbeidstiltakene langs en ganske snever dimensjon og på ganske kort sikt. Med dette mener vi at vår fokusering kun har vært knyttet til om arbeidsmarkedstiltak gjør matchingen mellom ledige arbeidssøkende og bedrifter som trenger arbeidskraft, mer effektiv, og vi har ikke hatt mulighet til å studere fulle tiltaksforløp. For mange arbeidssøkende er det å delta på

tiltak ledd i en lang prosess på vei tilbake til jobb. Våre metoder lar oss i liten grad fange opp denne typen langsiktig effekt av arbeidsmarkedstiltak.

For det tredje er det også klart at vi heller ikke fanger opp effekten av tiltak knyttet til egenskaper og opplevelser blant de arbeidssøkende. Vi ser ikke på tiltak for grupper utover yrke (f.eks. langtidsledige, immigranter, eldre) og måler heller ikke utfallet for disse gruppene. Tiltak kan jo oppfattes som meningsfylt, noe som gir en egenverdi utover effekten på jobbsannsynligheten i fremtiden. Men disse aspektene har ikke vært vårt mandat.

---

## Avslutning

Hensikten med denne rapporten har hovedsakelig vært å diskutere og analysere dimensjoneringen av den *aktive arbeidsmarkedspolitikken for ordinære jobbsøkere*. Det vil si at vi har studert sammenhengen mellom effektiviteten i de virkemidlene denne politikken omfatter, og det aggregerte nivået på ressursinnsatsen til aktive arbeidsmarkedstiltak. Et av de sentrale spørsmålene har vært om eventuell positiv effekt på mikro- og/eller makronivå avtar med det samlede nivået på tiltaksomfanget. Eller med andre ord: Påvirker dimensjoneringene hvor effektivt de aktive arbeidsmarkedstiltakene virker for den enkelte arbeidssøker eller for sysselsettingsutviklingen på hele arbeidsmarkedet?

Omfanget av arbeidsmarkedstiltak for ordinære arbeidssøkere har variert markert i tilknytning til konjunktorene i den analyseperioden vi betrakter (fra midten av 1980-tallet til 2005). Innsatsen ble trappet kraftig opp fra slutten 1980-tallet da konjunktorene forverret seg og ledigheten steg. Innsatsen ble så markert redusert fra midten av 1990-tallet. Et karakteristisk trekk ved den norske tiltakspolitikken i de siste 10 årene er at det er tiltaksinnsatsen mot yrkeshemmede som har økt. Generelt viser analysene at andelen av ordinære arbeidssøkere som har deltatt på tiltak fra slutten av 1980-tallet, har vist et kontrasyklisk mønster ved at tiltaksandelen øker når ledigheten øker, og synker når ledigheten faller.

Aktive arbeidsmarkedstiltak kan ha effekt på situasjonen på arbeidsmarkedet – på arbeidsledigheten og den totale sysselsettingen – via flere mekanismer og på flere nivåer, noen intenderte og andre uintenderte. Utgangspunktet er effekten av tiltaksdeltakelse på sysselsettingsutviklingen for de arbeidsledige som blir direkte berørt gjennom deltakelse. Hvis tiltaket virker etter hensikten, skal deltakerne – for eksempel på et AMO-kurs – tilføres kompetanse som øker deres muligheter for å få og beholde en jobb på det ordinære arbeidsmarkedet. Via de generelle likevektsmekanismene på arbeidsmarkedet får tiltakene så effekt for sysselsettingsutviklingen til *andre* arbeidstakere og arbeidssøkere som ikke er i den primære målgruppen for tiltakene. Disse kan for eksempel bli utsatt for større konkurranse om jobbene på arbeidsmarkedet fra arbeidssøkere som har gjennomført AMO-kurs. I kapittel 2 diskuterte vi

ulike mekanismer som tiltak virker gjennom, og hvilke effekt disse har både på mikro- og makronivå.

Det er gjennomført en rekke empiriske studier både i Norge og utlandet for å måle effekten av tiltak, både på mikro- og makronivå.

Mikrostudiene av tiltakenes effekt på deltakernes lønns- og sysselsettingsutvikling analyserer den gjennomsnittlige effekten for dem som deltar. Hvis denne *ikke er positiv*, innebærer det at så mange av dem som deltar, har så lite utbytte av de programmene som gjennomføres at gjennomsnittet blir negativt. Dette er dermed et klart signal til at tiltakene bør skaleres ned eller endre innhold.

Hvis den tiltakseffekten som avdekkes i mikrostudiene, *er positiv*, er ikke det et klart signal til at de bør skaleres opp. Det er to hovedgrunner til at dette ikke er tilfellet. For det første gir mikrostudiene gjennomsnittseffekten av tiltak for dem som deltar, ikke for dem som ville blitt deltakere hvis tiltaksomfanget øker. Hvis den marginale effekten av tiltak avtar med tiltaksnivået, kan utbyttet være negativt for de nye arbeidsledige som blir tildelt plass ved en utvidelse. Jo sterkere den positive effekten av tiltaksdeltakelse er, desto større grunn er det imidlertid til å tro at den også vil virke positivt for nye grupper av tiltaksdeltakere. For det andre er positiv effekt for dem som deltar, bare en nødvendig og ikke tilstrekkelig betingelse for at effekten av tiltakene – på det nivået tiltakene praktiseres – virker positivt for sysselsettingsutviklingen i hele arbeidsstyrken.

Resultatene fra de *norske mikrostudiene* er generelt ganske gode, de fleste tiltakene – med unntak for tiltak rettet mot ungdom – er ganske positive. Resultatene fra *internasjonale mikrostudier* er ikke så positive sammenlignet med resultatene fra de norske studiene. Kluve (2006) gjør en systematisk analyse av resultatene fra nesten hundre nyere europeiske studier av tiltakseffekt på individuelle deltakere. Den avhengige variabelen i analysen er sannsynligheten for at evalueringene viser signifikant positiv effekt på deltakernes sysselsettingsutvikling. Analysen er spesielt interessant i denne sammenheng fordi nivå på utgifter til aktive arbeidsmarkedstiltak, i de periodene og landene evalueringene gjelder for, inngår som forklaringsvariabel. Jmført med resultatene i denne systematiske gjennomgangen av evalueringer har arbeidsmarkedstiltak av typen midlertidige jobber i offentlig sektor en klart negativ effekt på deltakernes jobbsannsynlighet. Opplæringsprogrammer, av typen AMO-kurs, har en moderat og usikker effekt på jobbsannsynligheten, mens lønns subsidier til private arbeidsgivere og tiltak som inneholder en kombinasjon veiledning, overvåkning og sanksjoner knyttet til selve jobbsøkeprosessen, har en klart positiv effekt. Kluve (2006) finner imidlertid ingen dimensjoneringseffekt. Det vil si at studien ikke avdekker noen sammenheng mellom det aggregerte tiltaksnivået i de landene og periodene der tiltakene gjennomføres, og sannsynligheten for at evalueringene av dem konkluderer med en positiv tiltakseffekt.

Makrostudiene kan i prinsippet fange opp den samlede effekten av en økning i tiltaksnivået på sysselsettingsutviklingen i hele arbeidsstyrken. Resultatene fra de internasjonale og norske *makrostudiene* gir imidlertid, på grunn av data og metodeproblemer, svært usikre resultater. De fleste analysene tyder på at økte bevilgninger til aktive arbeidsmarkedstiltak reduserer den åpne ledigheten, men at den totale ledigheten enten øker eller er upåvirket. Ingen av de makroanalysene vi har gjennomgått, åpner for at dimensjoneringen av den aktive arbeidsmarkedspolitikken påvirker sysselsettingseffekten av en økning i tiltaksnivået. Dermed forsøker de heller ikke direkte å svare på denne problemstillingen. Hvis sysselsettingseffekten er avtakende med tiltaksnivå, kan det imidlertid være en forklaring på at makrostudiene ikke finner klare resultater.

I våre egne empiriske analyser av sammenhengen mellom tiltaksnivået og arbeidsledighet i norske fylker åpner vi for at denne dimensjoneringseffekten kan gjøre seg gjeldende. Hovedinntrykket også fra disse analysene er imidlertid at en større satsing på arbeidsmarkedstiltak ikke har noen klar effekt på total ledighet. Derimot har høyere tiltaksnivå en klart positiv effekt på *utstrømningen* fra ledighet. Eller med andre ord: Antallet ansettelser av arbeidsledige arbeidssøkere øker. Til sammen tyder disse resultatene på at arbeidsmarkedstiltakene reduserer ledighetsperioden; at utskiftningen blant de arbeidsledige går raskere.

Dette mønsteret kan i så fall være et resultat av to forskjellige prosesser. For det første kan det innebære at tiltak øker de arbeidslediges jobbmuligheter, men at disse jobbene er av ganske kort varighet, og at de samme personene vender raskt tilbake i køen av arbeidsledige. Vi får en større omsetning av folk til og fra ledighet, men det er de samme personene som er ledige. For det andre kan det innebære at det skjer en innstrømning til ledighet fra andre deler av arbeidsstyrken, det vil bety at tiltakene øker jobbmulighetene for dem som deltar på disse, og når de får en jobb, vender de ikke tilbake. Men når ledigheten ikke endres, skyldes det at andre personer går inn i ledighetskøen. Det kan i så fall tyde på at tiltak skaper fortrenningseffekt. Våre analyser kan ikke svare på hvilke av disse mekanismene som eventuelt gjør seg gjeldende. En retning for videre studier kan være å analysere fortrenningseffekt av tiltak. En annen retning kan være å følge personer som beveger seg fra tiltak til ordinært arbeid, og analysere hvor de så beveger seg: tilbake i ledighet eller til videre til karriere på det ordinære arbeidsmarkedet?

Når det gjelder selve *dimensjonerings spørsmålet*, det vil si i hvilken grad effekten av tiltak endres med nivået på tiltakene, finner vi ingen klare tegn på en slik dimensjoneringseffekt når det gjelder *ledighet*. Når det gjelder *utstrømning* fra tiltak og åpen ledighet, stiller det seg annerledes. Her finner vi nemlig at økes mengden personer på tiltak, reduseres den positive effekten av tiltak på nyansettelser, særlig for moderate tiltaksintensiteter. Dimensjoneringsresultatene for utstrømning antyder med andre ord positiv, men avtattende effekt av tiltak.



Gjennomgang av relevant forskningslitteratur samt gjennomføring av egne analyser gir ikke noe grunnlag for å fastslå at det finnes et optimalt dimensjoneringsnivå for tiltak, eller at dimensjoneringen av tiltak i Norge i den perioden vi studerer, har vært feil. I diskusjoner av dimensjonering trekkes det ofte fram Sveriges erfaringer fra 1990-tallet, da flere svenske forskere (Calmfors et al. 2002) argumenterte for at omfanget ble for stort i forhold til det som var forenlig med en effektiv arbeidsmarkedspolitik. Men omfanget av norsk arbeidsmarkedspolitik har aldri vært så høyt som i Sverige.

I de senere årene har det også vokst fram en erkjennelse av at det er nødvendig med en sterkere tilpasning av tiltakene i forhold til de ulike målgruppens utgangspunkt og behov (OECD 2006). OECDs anbefalinger til medlemslandene har for eksempel blitt dreid i retning av fokusering på å øke effektiviteten i tiltakene, ikke omfanget per se (OECD 2006:69–70). Effektivitet i denne sammenheng betyr blant annet mer individuelt tilpassede opplegg i den hensikt å bringe arbeidsledige tilbake i jobb. Introduksjon av aetats service-erklæringer er et eksempel. Mer individuell tilpasning er kostnadskrevene og vil legge klare begrensninger på myndighetenes muligheter til å sette mange arbeidsledige inn på tiltak.

# Appendiks A: Appendiks til kapittel 1

Tabell A1. Offentlige utgifter til aktive arbeidsmarkedsiltak (som prosent av BNP)

	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Belgia	1,23	1,31	1,23	1,14	1,12	1,23	1,21	1,21	1,24	1,35	1,38	1,46	1,22	1,4	1,32	1,34	1,34	1,09	1,22	1,15
Danmark	..	1,09	1,08	1,21	1,29	1,26	1,46	1,64	1,97	1,82	1,95	1,78	1,66	1,68	1,79	1,58	..	2	1,88	1,83
Finland	0,91	0,92	0,94	1,07	0,97	1,01	1,38	1,8	1,72	1,68	1,58	1,69	1,54	1,4	1,23	1	0,94	0,86	0,91	0,98
Frankrike	0,67	0,74	0,81	0,79	0,72	0,8	0,89	1,06	1,27	1,28	1,29	1,34	1,35	1,31	1,38	1,31	1,29	1,25	1,07	0,97
Italia	0,45	0,69	0,77	0,8	..	..	0,7	0,93	1,88	1,36	1,13	1,07	1	0,58	0,58	0,6	0,63	0,57	..	0,59
Nederland	1,09	1,12	1,1	1,1	1,07	1,04	1,09	1,14	1,4	1,4	1,51	1,51	1,47	1,67	1,72	1,68	1,74	1,47	1,52	1,44
Portugal	..	0,41	0,45	0,54	0,5	0,72	0,73	0,89	0,87	0,71	0,79	0,85	0,77	0,77	0,81	0,61	..	0,58	0,67	0,7
Spania	0,34	0,64	0,66	0,76	0,79	0,76	0,76	0,58	0,53	0,59	0,84	0,66	0,49	0,7	0,98	0,94	0,85	0,67	0,67	0,72
Storbritannia	0,74	0,86	0,86	0,76	0,67	0,62	0,57	0,59	0,57	0,54	0,45	0,41	0,38	0,36	0,36	0,37	0,55	0,52	0,54	..
Sverige	2,11	2,01	1,88	1,77	1,54	1,69	2,46	3,07	2,97	2,99	2,36	2,36	2,03	1,96	1,77	1,37	1,38	1,62	1,27	1,24
Tyskland	0,81	0,91	1,01	1,07	1,02	1,04	1,33	1,69	1,62	1,37	1,37	1,43	1,23	1,27	1,31	1,23	1,18	1,28	1,25	1,14
Østerrike	0,28	0,33	0,36	0,26	0,28	0,31	0,35	0,29	0,33	0,36	0,36	0,39	0,45	0,44	0,52	0,5	0,52	0,56	0,62	0,6
<b>Land utenfor</b>																				
<b>EU:</b>																				
Australia	0,42	0,38	0,33	0,29	0,25	0,26	0,34	0,76	0,75	0,72	0,8	0,63	0,51	0,43	0,45	0,46	0,4	0,37	0,38	0,39
Canada	0,63	0,62	0,55	0,5	0,51	0,53	0,61	0,64	0,66	0,61	0,56	0,47	0,45	0,5	0,45	0,4	0,42	0,39	0,37	0,36
Japan	..	..	0,16	0,18	0,17	0,1	0,09	0,09	0,09	0,1	0,13	0,34	0,33	0,26	0,29	0,29	0,28	0,29	0,3	0,28
Sveits	0,2	0,2	0,2	0,22	0,21	0,22	0,24	0,31	0,39	0,44	0,48	0,54	0,75	0,77	0,67	0,49	0,44	0,6	0,72	0,78
USA	0,28	0,26	0,25	0,24	0,24	0,24	0,22	0,21	0,21	0,2	0,19	0,17	0,17	0,15	0,15	0,15	0,18	0,17	0,16	..
<b>Norge</b>	<b>0,66</b>	<b>0,5</b>	<b>0,39</b>	<b>0,41</b>	<b>0,89</b>	<b>1,01</b>	<b>0,94</b>	<b>1,04</b>	<b>1,15</b>	<b>1,34</b>	<b>1,34</b>	<b>1,17</b>	<b>0,96</b>	<b>0,9</b>	<b>0,79</b>	<b>0,74</b>	<b>0,78</b>	<b>0,71</b>	<b>0,8</b>	<b>0,79</b>

Kilde OECD Employment Outlook diverse årganger. Definisjonen av aktive tiltak endres noe fra og med 2002. Dette fører til at andelen før og etter 2002 ikke er direkte sammenlignbare.. "Aktiv arbeidsmarkedspolitikk" før 2002 inkluderer følgende komponenter: Public employment services, Labour market training, Youth measures, Subsidised employment, measures for the disabled. "Aktiv arbeidsmarkedspolitikk" f.o.m. 2002 inkluderer følgende komponenter: Public Employment service, Training, Employment incentives, Integration of disabled, Direct job creation, and start-up incentives.

Tabell A2. Offentlige utgifter til aktive arbeidsmarkedstiltak for ordinære jobbsøkere (som prosent av BNP)

	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	
Belgia	1,08	1,16	1,07	0,98	0,96	1,07	1,05	1,06	1,09	1,21	1,25	1,34	1,1	1,28	1,2	1,22	1,22	0,98	1,11	1,04	
Danmark	..	0,84	0,82	0,91	0,97	0,92	1,08	1,2	1,45	1,48	1,66	1,56	1,45	1,43	1,46	1,24	..	1,5	1,36	1,31	
Finland	0,82	0,83	0,84	0,94	0,85	0,88	1,23	1,62	1,55	1,53	1,44	1,57	1,42	1,29	1,13	0,91	0,85	0,75	0,81	0,88	
Frankrike	0,62	0,69	0,76	0,74	0,67	0,74	0,83	0,88	1,18	1,19	1,2	1,26	1,27	1,22	1,29	1,22	1,2	1,16	0,98	0,88	
Italia	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	0,56	..	0,58	
Nederland	0,37	0,41	0,4	0,41	0,42	0,41	0,47	0,53	0,79	0,82	0,96	0,99	0,96	1,15	1,16	1,13	1,16	0,87	..	0,88	
Portugal	..	0,37	0,43	0,51	0,47	0,66	0,69	0,84	0,82	0,66	0,74	0,8	0,62	0,6	0,67	0,45	..	0,54	0,62	0,65	
Spania	0,33	0,63	0,65	0,75	..	0,75	0,75	0,57	0,52	0,58	0,83	0,65	0,47	0,68	0,95	0,91	0,82	0,61	0,6	0,65	
Storbritannia	0,71	0,83	0,83	0,73	0,64	0,6	0,55	0,56	0,54	0,51	0,42	0,39	0,36	0,34	0,34	0,35	0,53	0,5	0,52	..	
Sverige	1,39	1,25	1,12	1,02	0,82	0,95	1,63	2,21	2,18	2,17	1,66	1,66	1,44	1,37	1,22	0,87	0,89	1,15	0,81	0,81	
Tyskland	0,62	0,71	0,79	0,84	0,79	0,81	1,08	1,44	1,34	1,11	1,11	1,16	1,16	1,02	1,04	0,96	0,89	1,13	1,1	0,99	
Østerrike	0,26	0,3	0,32	0,22	0,24	0,26	0,29	0,24	0,27	0,3	0,3	0,34	0,4	0,39	0,46	0,45	0,46	0,5	0,57	0,55	
<b>Land utenfor</b>																					
<b>EU:</b>																					
Australia	0,38	0,35	0,3	0,26	0,22	0,22	0,3	0,71	0,68	0,65	0,74	0,57	0,46	0,37	0,4	0,41	0,35	0,32	0,33	0,34	
Canada	..	..	..	..	..	..	..	..	0,63	0,58	0,54	0,44	0,42	0,48	0,43	0,38	0,4	0,37	0,35	0,34	
Japan	..	..	0,15	0,17	0,16	0,09	..	..	..	..	..	0,33	0,32	0,25	0,28	0,28	0,27	0,28	0,29	0,27	
Sveits	0,09	0,09	0,09	0,09	0,07	0,22	0,09	0,13	0,19	0,24	0,28	0,34	0,6	0,62	0,53	0,36	0,3	0,37	0,48	0,53	
USA	0,24	0,22	0,21	0,2	0,2	0,2	0,18	0,17	0,17	0,16	0,15	0,14	0,13	0,12	0,12	0,12	0,15	0,14	0,13	..	
<b>Norge</b>	<b>0,48</b>	<b>0,31</b>	<b>0,21</b>	<b>0,23</b>	<b>0,7</b>	<b>0,81</b>	<b>0,73</b>	<b>0,83</b>	<b>0,94</b>	<b>0,86</b>	<b>0,71</b>	<b>0,56</b>	<b>0,39</b>	<b>0,31</b>	<b>0,22</b>	<b>0,22</b>	<b>0,19</b>	<b>0,21</b>	<b>0,25</b>	<b>0,25</b>	

Kilde ellers: OECD Employment Outlook diverse årganger. Definisjonen av aktive tiltak endres noe fra og med 2002. Dette fører til at andelen før og etter 2002 ikke er direkte sammenlignbare. "Aktiv arbeidsmarkedspolitikk for ordinære jobbsøkere" for 2002 inkluderer følgende komponenter: Public employment services,

Labour market training, Youth measures, Subsidised employment. "Aktiv arbeidsmarkedspolitikk for ordinære jobbsøkere" f.o.m. 2002 inkluderer følgende komponenter: Public Employment service, Training, Employment incentives, Direct job creation, and start-up incentives.

Tabell A3. Offentlige utgifter til aktive arbeidsmarkeds tiltak (som prosent av totale utgifter på arbeidsledige)

	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Belgia	0,26	0,28	0,28	0,28	0,29	0,32	0,31	0,30	0,29	0,32	0,33	0,35	0,32	0,36	0,36	0,38	0,37	0,32	0,33	0,32
Danmark	..	0,22	0,22	0,23	0,22	0,22	0,24	0,25	0,26	0,26	0,30	0,30	0,30	0,33	0,36	0,34	..	0,46	0,42	0,41
Finland	0,40	0,37	0,38	0,43	0,46	0,47	0,38	0,31	0,26	0,26	0,28	0,32	0,33	0,35	0,34	0,32	0,32	0,29	0,28	0,32
Frankrike	0,22	0,24	0,27	0,28	0,27	0,30	0,32	0,35	0,37	0,40	0,42	0,43	0,42	0,42	0,44	0,44	0,44	..	0,38	0,36
Italia	0,30	0,45	0,49	0,53	..	..	0,44	0,47	0,62	0,55	0,57	0,55	0,56	0,46	0,48	0,48	0,53	..	..	0,44
Nederland	0,25	0,27	0,28	0,29	0,31	0,32	0,30	0,31	0,32	0,30	0,32	0,28	0,33	0,37	0,45	0,48	0,51	0,45	0,43	0,39
Portugal	..	0,51	0,55	0,64	0,63	0,63	0,61	0,59	0,48	0,40	0,46	0,49	0,48	0,49	0,50	0,40	..	0,34	0,35	0,35
Spania	0,11	0,20	0,21	0,24	0,26	0,24	0,21	0,15	0,13	0,16	0,26	0,25	0,22	0,31	0,41	0,41	0,39	0,31	0,31	0,32
Storbritannia	0,26	0,30	0,35	0,40	0,44	0,39	0,29	0,27	0,26	0,28	0,26	0,28	0,33	0,37	0,39	0,46	0,57	0,56	0,61	..
Sverige	0,71	0,70	0,70	0,72	0,71	0,66	0,60	0,53	0,52	0,54	0,51	0,51	0,49	0,51	0,52	0,50	0,56	0,61	0,51	0,48
Tyskland	0,36	0,41	0,43	0,44	0,46	0,49	0,42	0,46	0,39	0,35	0,37	0,36	0,33	0,36	0,38	0,39	0,38	0,38	0,35	0,33
Østerrike	0,23	0,25	0,25	0,20	0,23	0,24	0,24	0,20	0,19	0,19	0,20	0,22	0,26	0,26	0,30	0,32	0,33	0,31	0,31	0,30
<b>Land utenfor</b>																				
<b>EU:</b>																				
Australia	0,24	0,22	0,23	0,23	0,23	0,19	0,16	0,29	0,29	0,31	0,39	0,34	0,29	0,27	0,30	0,32	0,27	0,32	0,35	0,38
Canada	0,25	0,25	0,25	0,24	0,24	0,22	0,21	0,22	0,25	0,29	0,30	0,29	0,31	0,35	0,37	0,36	0,34	0,34	0,32	0,35
Japan	..	..	0,29	0,32	0,33	0,30	0,29	0,26	0,23	0,22	0,25	0,46	0,45	0,36	0,36	0,35	0,37	0,37	0,38	0,38
Sveits	0,42	0,47	0,47	0,55	0,60	0,61	0,40	0,25	0,19	0,24	0,29	0,30	0,35	0,41	0,44	0,47	0,48	0,44	0,40	0,43
USA	0,33	0,33	0,35	0,38	0,35	0,33	0,25	0,26	0,32	0,36	0,37	0,40	0,40	0,36	0,39	0,33	0,27	0,25	0,30	..
<b>Norge</b>	<b>0,56</b>	<b>0,57</b>	<b>0,52</b>	<b>0,43</b>	<b>0,47</b>	<b>0,46</b>	<b>0,44</b>	<b>0,42</b>	<b>0,44</b>	<b>0,50</b>	<b>0,55</b>	<b>0,57</b>	<b>0,58</b>	<b>0,65</b>	<b>0,64</b>	<b>0,63</b>	<b>0,64</b>	<b>0,51</b>	<b>0,48</b>	<b>0,48</b>

1) Kilde: OECD Employment Outlook. Definisjonen av aktive tiltak endres noe fra og med 2002. Dette fører til at andelen før og etter 2002 ikke er direkte sammenlignbare. "Aktiv arbeidsmarkedspolitikk" for 2002 inkluderer følgende komponenter: Public employment services, Labour market training, Youth measures, Subsidised employment, measures for the disabled. "Aktiv arbeidsmarkedspolitikk" f.o.m. 2002 inkluderer følgende komponenter: Public Employment service, Training, Employment incentives, Direct job creation, and start-up incentives.

Tabell A4. Offentlige utgifter på aktive arbeidsmarkedspolitikk for ordinære jobbsøkere (som prosent av totale utgifter på arbeidsledige)

	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Belgia	0,23	0,25	0,24	0,24	0,24	0,28	0,27	0,26	0,26	0,29	0,30	0,32	0,29	0,33	0,33	0,35	0,34	0,29	0,30	0,29
Danmark	..	0,17	0,16	0,17	0,17	0,16	0,17	0,18	0,19	0,21	0,25	0,26	0,26	0,28	0,30	0,27	..	0,35	0,30	0,29
Finland	0,36	0,34	0,34	0,38	0,40	0,41	0,34	0,28	0,23	0,24	0,26	0,30	0,30	0,33	0,32	0,29	0,29	0,26	0,25	0,29
Frankrike	0,20	0,23	0,25	0,26	0,26	0,28	0,28	0,32	0,35	0,37	0,39	0,40	0,40	0,39	0,41	0,41	0,41	..	0,35	0,33
Italia	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	0,43
Nederland	0,09	0,10	0,10	0,11	0,12	0,13	0,13	0,14	0,18	0,17	0,20	0,18	0,21	0,25	0,30	0,32	0,34	0,26	..	0,24
Portugal	..	0,46	0,52	0,61	0,59	0,58	0,58	0,56	0,46	0,38	0,44	0,46	0,39	0,38	0,41	0,30	..	0,31	0,33	0,32
Spania	0,10	0,20	0,20	0,24	..	0,24	0,21	0,15	0,13	0,16	0,26	0,24	0,21	0,30	0,40	0,40	0,38	0,28	0,28	0,29
Storbritannia	0,25	0,29	0,34	0,38	0,42	0,38	0,28	0,25	0,25	0,26	0,25	0,27	0,31	0,35	0,37	0,43	0,55	0,54	0,59	..
Sverige	0,47	0,43	0,42	0,42	0,38	0,37	0,40	0,38	0,38	0,39	0,36	0,36	0,35	0,35	0,36	0,32	0,36	0,43	0,33	0,32
Tyskland	0,28	0,32	0,33	0,34	0,35	0,38	0,35	0,39	0,32	0,29	0,30	0,30	0,26	0,29	0,30	0,31	0,28	0,33	0,31	0,29
Østerrike	0,21	0,23	0,22	0,17	0,20	0,20	0,20	0,17	0,15	0,16	0,17	0,19	0,23	0,23	0,27	0,29	0,29	0,28	0,29	0,28
<b>Land utenfor</b>																				
<b>EU:</b>																				
Australia	0,22	0,21	0,21	0,21	0,20	0,16	0,14	0,27	0,26	0,28	0,36	0,30	0,26	0,23	0,27	0,29	0,24	0,28	0,30	0,33
Canada	..	..	..	..	..	..	..	..	0,24	0,27	0,29	0,27	0,29	0,33	0,35	0,34	0,33	0,32	0,31	0,33
Japan	..	0,27	0,30	0,31	0,27	..	..	..	..	..	..	0,45	0,43	0,35	0,35	0,34	0,36	0,36	0,37	0,37
Sveits	0,19	0,21	0,21	0,23	0,20	0,61	0,15	0,10	0,09	0,13	0,17	0,19	0,28	0,33	0,34	0,35	0,33	0,27	0,27	0,29
USA	0,29	0,28	0,29	0,31	0,29	0,27	0,20	0,21	0,26	0,29	0,29	0,33	0,31	0,29	0,32	0,27	0,22	0,21	0,25	..
<b>Norge</b>	<b>0,41</b>	<b>0,35</b>	<b>0,28</b>	<b>0,24</b>	<b>0,37</b>	<b>0,37</b>	<b>0,34</b>	<b>0,34</b>	<b>0,36</b>	<b>0,32</b>	<b>0,29</b>	<b>0,27</b>	<b>0,24</b>	<b>0,22</b>	<b>0,18</b>	<b>0,19</b>	<b>0,16</b>	<b>0,15</b>	<b>0,15</b>	<b>0,15</b>

1) Kilde: *OECD Employment Outlook*. Definisjonen av aktive tiltak endres noe fra og med 2002. Dette fører til at andelen før og etter 2002 ikke er direkte sammenlignbare. Aktiv arbeidsmarkedspolitikk for ordinære jobbsøkere før 2002 inkluderer følgende komponenter: Public employment services, Labour market training, Youth measures og Subsidised employment. Aktiv arbeidsmarkedspolitikk for ordinære jobbsøkere f.o.m. 2002 inkluderer følgende komponenter: Public Employment services, Training, Employment incentives, Direct job creation, and start-up incentives.

## Appendiks B: Appendiks til kapittel 5

### *Om økonometriske modeller*

La all mobilitet foregå mellom ledighet til sysselsetting, og fra sysselsetting til ledighet. I likevekt vil denne forenklingen medføre at innstrømning til sysselsetting er lik utstrømning til ledighet og innstrømning av nye jobber. La  $U$  betegne de ledige arbeidssøkende personene, mens  $V$  betegner antallet ledige jobber (vakanser). Friksjoner finnes. La  $M$  betegne nyansettelser i løpet av en periode (f.eks. ett år). Antallet ansettelser vil åpenbart avhenge av flere forhold, men i vår enkle økonomi antar vi i utgangspunktet følgende sammenhenger: Alle ledige arbeidssøkende personene søker eller leter etter ledige jobber med samme intensitet (normalisert til 1 som en forenkling). Jo flere ledige jobber, desto flere ansettelser vil finne sted. Tanken er at for et gitt antall ledige vil en økende mengde ledige jobber øke muligheten for ansettelse. Jo høyere ledighet, desto flere ansettelser finner sted.

Vi antar også at i hvilken grad ledige jobber og ledige arbeidssøkende faktisk genererer ansettelser, kan betegnes med parameter  $K$  (på engelsk betegnes  $K$  som matching-technology). Disse sammenhengene kan formaliseres med funksjonen:  $M=m(U, V;K)$ , hvor  $m'_K>0$ ,  $m'_u>0$  og  $m'_v>0$ . Vi antar i tillegg også at økes både  $U$  og  $V$  med for eksempel 1 prosent hver, så vil  $M$  øke med 1 prosent (funksjonen  $m$  antas homogen av grad 1 i  $U$  og  $V$ ).

Vi antar at sannsynligheten for å oppleve arbeidsledighet kan uttrykkes som en fast andel av arbeidsstyrken. La  $S$  være antallet arbeidstakere som blir ledige, og la  $A$  betegne antallet personer i arbeidsstyrken (som igjen antas konstant). Da vil  $S=sA$ , hvor  $s>0$  angir en konstant rate.

Arbeidsmarkedet er i likevekt når innstrømning til ledighet er like stor som utstrømning til ledighet, det vil si når  $S=M$ . Siden funksjonen  $m$  er homogen av grad 1 i  $U$  og  $V$  kan den uttrykkes på rateform:

1)

$$s = m\left(\frac{U}{A}, \frac{V}{A}; K\right) = m(u, v; K).$$

Løses 1) med hensyn til  $u$  i stedet og for gitt  $s$ , fremkommer Beveridgekurven:

2) 
$$u = b(v; K), \quad b'_v < 0 \text{ og } b'_K < 0.$$

I vår empiriske analyse skal vi spesielt se nærmere på hvordan den aktive arbeidsmarkedspolitikken kan påvirke effektiviteten i matching-prosessen. I relasjon 1) og 2) uttrykkes denne effektiviteten gjennom teknologiparamete-

ren K. En ønsket tolkning er at arbeidsmarkedstiltak påvirker K slik at vi får en mer effektiv kobling mellom ledige jobber og ledige arbeidssøkende. Dette betyr at for å oppnå M nyansettelser, trenger man færre ledige jobber og færre ledige arbeidssøkende. Relasjon 1) og 2) vil nå kunne uttrykkes:

$$3) \quad s = m(u, v; K(\text{tiltak})), \quad m'_u > 0, \quad m'_v > 0, \quad m'_{\text{tiltak}} > 0,$$

$$4) \quad u = b(v; K(\text{tiltak})), \quad b'_v < 0, \quad b'_K < 0, \quad b'_{\text{tiltak}} < 0.$$

Dette er en stilisert og forenklet analyse av hvordan arbeidsmarkedstiltak kan påvirke matchingen og den åpne ledigheten, og det er disse enkle sammenhengene som ligger til grunn for vår empiriske analyse.<sup>28</sup>

Våre regresjonsmodeller bør inneholde muligheten for å variere sammenheng av ledighet (åpent ledig versus arbeidsmarkedstiltak) og omfang av arbeidsmarkedstiltak (relativt til arbeidsstyrken). Dette skaper til dels store empiriske utfordringer. Vi må allerede i utgangspunktet fastlegge antakelser for hvordan vi tror arbeidsmarkedstiltak påvirker ledigheten, og hvordan forstyrrelser i relasjonene 3) og 4) varierer og henger sammen over tid.

Vi forventer at effekten av at arbeidssøkende ledige deltar på arbeidsmarkedstiltak ved utgangen av måneden først gir seg utslag på arbeidsmarkedet i løpet av måneden etter. Mange vil argumentere for at dette tar ytterligere tid. Enkelte kurs er av mer langvarig karakter, og disse tar det åpenbart tid før man kan måle noen effekt av. Andre kurs er korte, og disse kan man forvente påvirker atferden raskere. Søkeatferden til tiltaksdeltakere kan også bli påvirket, noen kan endre atferden i dag. Vi vil derfor også se nærmere på tilfellet hvor denne effekten kommer i løpet av en tre måneders periode. Men vår grunnantakelse er som sagt at effekten av dimensjoneringen av arbeidsmarkedstiltak i en bestemt måned tidligst slår ut i løpet av den etterfølgende måneden. Dette gjelder uansett om man betrakter ledighet eller nyansettelser.

Relasjon 4) angir en sammenheng mellom ledighet, vakanser og tiltaksnivå. Vi skal i dette avsnittet presisere forutsetninger og presentere relasjonene som ligger til grunn for våre regresjoner. Vi har tilgang på data på flere aggregeringsnivåer. De lengste tidsseriene finner vi for rene fylkesdata, hvor hver observasjon utgjør et gjennomsnitt over året av månedlige observasjoner. Observasjonsperioden dekker 20 år, fra 1985 til og med 2005.

Vår basismodell for fylkesanalysene er beskrevet ved relasjon 5):

5)

$$\ln\left(\frac{U_{ft}}{A_{ft}}\right) = \beta_1 \ln\left(\frac{V_{ft}}{A_{ft}}\right) + \beta_2 \left(\frac{T_{ft}}{A_{ft}}\right) + \beta_3 \left(\frac{T_{ft}}{A_{ft}}\right)^2 + \beta_4 \left(\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right) + \beta_5 \left(\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right)^2 + y_t + \theta_f + \varepsilon_{ft}$$

Her angir U antallet helt ledige arbeidssøkere, T angir antallet ordinære tiltaksdeltakere, A angir arbeidsstyrken, mens V angir antallet ledige jobber. Vi

28. Vi antar i tillegg at m-funksjonen er av Cobb-Douglas-typen.

kontrollerer for variasjoner over tid, med en vektor av årsummier,  $y_t$ .  $\theta_f$  uttrykker en fast effekt knyttet til fylket. Dette betyr at vi kontroller vekk alle ulikheter som skyldes faste forskjeller mellom fylkene.  $\varepsilon_{ft}$  angir en tids- og fylkesspesifikt støyledd eller sjokk. Fotskrift  $f$  angir fylke, mens fotskrift  $t$  angir år.

Relasjon 5) inneholder både tiltaksraten og tiltaksraten kvadrert som forklaringsvariabler. Hensikten er å tillate at effekten av tiltak varierer med nivået. Vi vil også estimere 5) uten tiltaksrate kvadrert. Modellen ved relasjon 5) er spesifisert slik at tiltak år  $t$  og tiltak år  $t-1$  påvirker ledigheten år  $t$ . Grunnen til dette er at data består av observasjoner som er gjennomsnitt over året. Tiltak en måned påvirker ledigheten først måneden etter, men når man tar et gjennomsnitt over året, vil denne effekten fremstå som samtidig. Men det vil også oppstå en effekt fra året før siden tiltak desember påvirker arbeidsmarkedet i januar året etter. Effekten fra året før kan være liten, og vi vil også estimere modellen uten denne effekten. Vi antar videre at det ikke er en egen treghet i ledigheten.

Vi forutsetter i basismodellen at støyleddet  $\varepsilon_{ft}$  er ukorrelert med tidligere sjokk og forstyrrelser. Dette er en sterk antakelse. Man kan godt argumentere for sjokk i år følger eller er korrelert med fortidens sjokk. Vår antakelse vil imidlertid rettferdiggjøres noe ved at selve estimeringen av modell 5) utføres på første-differanseform, det vil si at alle variablene måler endring fra foregående år, og at årsummier er inkludert i estimeringen.<sup>29</sup> Vi vil også presentere en modell hvor vi lar sjokk i år samvariere med fjorårets sjokk.

For å beregne effekten av hvordan omfanget av arbeidsmarkedstiltak påvirker den åpne ledigheten, totaldifferensieres 5) samtidig som vi holder  $A$  og  $V$  konstant. Dette gir følgende uttrykk for den langsiktige effekten på  $U$  av å endre  $T$ :

6)

$$\frac{dU}{dT} = [(\beta_2 + \beta_4) + 2(\beta_3 + \beta_5)\left(\frac{T}{A}\right)] \frac{U}{A}$$

Calmfors (2004) kritiserer tidligere studier for å ikke ta hensyn til at  $du/dt$  i utgangspunktet inneholder en ren plasseringseffekt. Poenget er at hvis du plasserer en arbeidssøkende ledig person på tiltak, vil antallet ledige personer reduseres med én, mens antallet på tiltak øker tilsvarende med én. Dette betyr at  $du/dt$  minst skal være lik minus 1. Hvis  $du/dt < -1$ , vil tiltak ha en forbedren-

29. Vi har testet for autokorrelasjon i restleddet når modellen estimeres på første-differanseform. Mens man har klar autokorrelasjon på nivåform, så forsvinner denne på første-differanseform.



de effekt på arbeidsmarkedet. Vi tester derfor om  $dU/dT$  er signifikant forskjellig fra -1.<sup>30</sup>

Foruten årlige fylkesdata, har vi også *månedlig informasjon* om ledighet, tiltak og vakanser for yrkesgrupper i *kommunene*. Tidsseriene er dessverre kortere enn for fylkesdataene. Våre observasjoner dekker perioden januar 1995 til desember 2005.

Vår basismodell for månedsanalysene er beskrevet ved relasjon 7:

7)

$$\ln\left(\frac{U_{kt}}{A_{kt}}\right) = \beta_1 \ln\left(\frac{V_{kt}}{A_{kt}}\right) + \beta_2 \left(\frac{T_{kt-1}}{A_{kt-1}}\right) + \beta_3 \left(\frac{T_{kt-1}}{A_{kt-1}}\right)^2 + y_t + \theta_k + \varepsilon_{kt}$$

Som for fylkesanalysene over angir  $U$  antallet helt ledige arbeidssøkere,  $T$  angir antallet ordinære tiltaksdeltakere,  $A$  angir arbeidsstyrken, mens  $V$  angir antallet ledige jobber. Relasjon 7) inneholder som tidligere både tiltaksraten og tiltaksraten kvadrert som forklaringsvariabler. Hensikten er igjen å tillate at effekten av tiltak varierer med nivået. Vi kontrollerer for variasjoner over tid, med en vektor av månedXårsdummier,  $y_t$ .  $\theta_k$  uttrykker en fast effekt knyttet til analyseenheten. Dette betyr at vi kontrollerer vekk alle ulikheter som skyldes faste forskjeller mellom analyseenhetene.  $\varepsilon_{kt}$  angir en tids- og paneenhets-spesifikt støyledd eller sjokk. Fotskrift  $k$  angir analyseenhet, mens fotskrift  $t$  angir månedXår (f.eks. januar 1997).

Modellen ved relasjon 7) er spesifisert slik at tiltak måned  $t-1$  påvirker ledigheten måned  $t$ . Vi antar videre at det ikke er en egen treghet i ledigheten. Basismodellen forutsetter også at støyleddet  $\varepsilon_{kt}$  er ukorrelert med tidligere sjokk. Dette er en sterk antakelse, kanskje særlig med tanke på at vi anvender månedsobservasjoner. Man kan godt argumentere for at forstyrrelser denne måneden følger eller er korrelert med fortidens forstyrrelser. Selve estimeringen av modell 7) utføres også på første-differanseform, det vil si alle variablene måler endring fra foregående måned, og månedXårsdummier er inkludert i estimeringen. Dette skulle redusere omfanget av problemet.<sup>31</sup>

Vi vil også la tiltak opp til tre måneder tidligere påvirke ledigheten. Dette gjøres i relasjon 8) ganske enkelt ved å inkludere to ledd til som uttrykker tiltak periode  $t-2$  og tiltak periode  $t-3$ . Vi vil også estimere modeller hvor vi lar sjokk denne måneden samvariere med sjokk for 12 måneder siden. Det er

30. Legg merke til at når vi estimerer 5) uten de kvadrerte tiltaksleddene, innebærer det at elastisiteten fortsatt kan beregnes fra 7), men hvor  $\beta_3$  og  $\beta_5$  settes lik 0. Estimeres 5) uten at man lar fjorårets tiltak ha noen effekt, beregnes elastisiteten igjen fra 7), men nå settes  $\beta_4$  og  $\beta_5$  lik 0. 7) vil endres noe, hvis 5) inneholder autokorrelerte restledd.

31. Vi har også i disse modellene testet for autokorrelasjon i restleddet når modellen estimeres på første-differanseform. I estimeringen av disse modellene på første-differanseform forsvinner først autokorrelasjonen ved inkludering av variabler som måler tiltak, ledighet og vakanser 12 måneder tidligere. Dette tyder på at dummiene ikke fullstendig kontrollerer vekk mer involvert autokorrelasjon.

ikke urimelig at ubalanser på arbeidsmarkedet gjentar seg med en årlig syklus. Dette viser også data.

For å beregne effekten av hvordan omfanget av arbeidsmarkedstiltak påvirker den åpne ledigheten, totaldifferensieres 7) samtidig som vi holder A og V konstant. Dette gir følgende uttrykk for den langsiktige effekten på U av å endre T:

8)

$$\frac{dU}{dT} = [\beta_2 + 2\beta_3 \frac{T}{A}] \frac{U}{A}.$$

Vi beregner på bakgrunn av 8) effekten på U av å endre T for ulike nivåer av den totale ledighet og for ulike tiltaksandeler.<sup>32</sup>

Vi skal deretter se nærmere på matching-funksjonen beskrevet av relasjon 3) i avsnitt 5.2. Selv om 3) er spesifisert ved separeringsraten, s, lar vi denne komme til uttrykk gjennom nyansettelsesraten i perioden (nye matcher). Vår grunnantakelse er som i de tidligere avsnittene at tiltak en måned tidligst kan påvirke nyansettelsene måneden etter. Tilsvarende må ledigheten og vakansene måles ved utløpet av måneden før nyansettelsene. Hvis vi analyserer årlige gjennomsnitt over månedene, vil vi imidlertid observere en samtidig effekt.

De lengste tidsseriene finner vi igjen for rene fylkesdata, hvor hver observasjon utgjør et gjennomsnitt over året av månedlige observasjoner. Observasjonsperioden dekker 11 år, fra 1989 til og med 2000.

Vår basismodell for fylkesanalysene er beskrevet ved relasjon 9):

9)

$$\ln\left(\frac{M_{ft}}{A_{ft}}\right) = \alpha_1 \ln\left(\frac{V_{ft}}{A_{ft}}\right) + \alpha_2 \left(\frac{T_{ft}}{A_{ft}}\right) + \alpha_3 \left(\frac{T_{ft}}{A_{ft}}\right)^2 + \alpha_4 \ln\left(\frac{U_{ft}}{A_{ft}}\right) + y_t + \theta_f + \varepsilon_{ft}$$

t=1989-2000(år), f=fylker, og y=årsdummier. Observasjonseenheten er fylket, og data inneholder årlige gjennomsnitt for fylkene.  $M_{ft}$  uttrykker følgelig gjennomsnittlig antall nyansettelser i år, t i fylke f. Betegnelsene for V, U og A er uendret fra tidligere og angir henholdsvis vakanser, ledighet og arbeidsstyrken. Siden 10) inneholder både tiltaksraten og tiltaksraten kvadrert, vil denne spesifikasjonen tillate at dimensjoneringen av tiltaksnivået kan ha ulik effekt på nyansettelsene avhengig av nivået.<sup>33</sup>

Vi vil måle nyansettelsene på to forskjellige måter. I det første tilfellet lar vi M måle nyansettelser kun for personer som forrige måned enten var helt ledige arbeidssøkende eller på tiltak, og hvor nyansettelsen finner sted måneden etter siste måned som ledig eller tiltaksdeltaker. I det andre tilfellet utvider vi tidshorizonten noe. En nyansettelse behøver ikke kun å inntreffe i må-

32. 9) endres noe hvis 8) estimeres under antakelsen om autokorrelerte restledd.

33. Vi antar konstant varians på individnivå, slik at alle regresjoner blir vektet med arbeidsstyrken i fylket.

neden etter ledighets- eller tiltaksmåned, men kan også regnes som en nyansettelse fra ledighet eller tiltak så lenge den inntreffer innenfor et vindu på tre måneder. Dette lar personer være uten registrert aktivitet en stund, før ny jobb tiltredes.

Modellene (relasjon 9) estimeres med en såkalt instrumentvariabelmetode, hvor log vakanseraten, log ledighetsraten og tiltaksvariablene instrumenteres med de tilsvarende variablene lagget to perioder. Totaldifferensiering av 9) med hensyn til M, T og U (hvor man holder A og V konstant) gir:

$$\frac{dM}{dT} = [\alpha_2 + \alpha_3 \left(\frac{T}{A}\right)] \left(\frac{M}{A}\right) + \alpha_4 \left(\frac{M}{U}\right) \frac{dU}{dT}.$$

10) uttrykker hvordan M påvirkes når T endres. M måler som sagt nyansettelser både fra tiltak og fra ledighet. Første ledd uttrykker den direkte effekten ved tiltak som gir utstrømning fra tiltak. Når vi øker antallet på tiltak, endres imidlertid antallet ledige, noe som kommer til syne ved at 11) inneholder et ledd med  $dU/dT$ . Hvis tiltak kun har en ren plasseringseffekt, vil  $dU/dT = -1$ . Utstrømningen fra ledighet vil i dette tilfellet bli redusert med  $\alpha_4 M/U$ . Men fra vår beregning av  $dU/dT$  i forrige avsnitt, vet vi at  $dU/dT > -1$ . Vi fant i våre analyser på fylkesnivå imidlertid ingen tegn til at dimensjoneringen av tiltak hadde noen betydning for effekten på ledighet. Vi anvender derfor vårt  $\beta$ -estimat for konstant effekt fra forrige avsnitt og  $\alpha$ -estimatene fra estimeringen av relasjon 9), og beregner:

11)

$$\frac{dM}{dT} = [\alpha_2 + \alpha_4 \beta_2 + \alpha_3 \left(\frac{T}{A}\right)] \left(\frac{M}{A}\right),$$

for ulike nivåer på nyansettelsesraten i økonomien (for å illustrere lav og høykonjunktur) og for ulike tiltaksnivåer.<sup>34</sup>

34. Legg merke til at en alternativ fremgangsmåte ville være å estimere 9) med log total ledighetsrate som høyresidevariabel i stedet for log ledighetsrate. Du ville imidlertid støte på det samme problemet med tallfeste  $dU/dT$ . Definer total ledighet som B. Da vil  $dM/dT = (\alpha_2 + \alpha_3 T/A)M/A$  kun når  $dB/dT = 0$ . Dette forutsetter at  $dU/dT = -1$ , dvs. den eneste effekten som tiltak har på ledigheten er en plasseringseffekt.

*Instrumentering av endogene variabler og hva dette medfører i våre analyser*  
Et problem er at relasjon 4) (og derav relasjon 5 og 7), hvor matching-funksjonen er løst for ledighet, egentlig ikke angir noen kausalsammenheng. Kort sagt, med tanke på å bruke lineære regresjonsteknikker som analyseverktøy, skaper dette problemer med endogene høyre-side-variabler i regresjonsligningen. Hvis man ikke tar tilfredsstillende hensyn til dette, får man ganske enkelt skjeve estimater.

Den tradisjonelle løsningen på dette problemet er å anvende såkalte instrumenter for de endogene variablene. Kravet til instrumentene er at de skal være korrelerte med de endogene variablene som de instrumenterer, men at de er ukorrelerte til restleddet i den opprinnelige relasjonen. Vi har i vårt datamateriale ikke noen samtidige variabler som egner seg som instrumenter, og velger derfor, som man ofte har gjort i litteraturen, å anvende tidligere realiserte verdier av de endogene variablene som eksogene instrumenter. De ulike instrumentsettene er nærmere beskrevet under. Vi anvender ikke samme sett med instrumenter i alle regresjonene, siden våre tester for instrumentenes gyldighet har indikert forskjellige instrumentsett.<sup>35</sup> Det er trolig et vedvarende problem i litteraturen at instrumentene er svake, det vil si de forklarer i liten grad variasjonen i de endogene variablene som de fungerer som instrumenter for. Det har tidligere ikke vært tradisjon for å oppgi informasjon om instrumentenes styrke. Det er et beklagelig faktum at også vår studie er ”plaget” av svake instrumenter, noe som gjør resultatene mindre robuste enn hva vi hadde ønsket. Unntaket er de rene kommunenivåanalysene som er presentert i tabell A6. Første kolonne angir resultatet fra en estimering effekten av tiltak på ledigheten. Alle tester indikerer her meget tilfredsstillende instrumenter.

#### Empirisk spesifikasjoner

##### *Spesifikasjon 1 – åpen ledighet og årlige fylkesdata*

Observasjonsheten er fylkeXår. Modellen som estimeres er:

A1)

$$\ln\left(\frac{U_{ft}}{A_{ft}}\right) = \beta_1 \ln\left(\frac{V_{ft}}{A_{ft}}\right) + \beta_2 \left(\frac{T_{ft}}{A_{ft}}\right) + \beta_3 \left(\frac{T_{ft}}{A_{ft}}\right)^2 + y_t + \theta_f + \varepsilon_{ft}$$

, t=1985–

2005(år), f=fylker, y=årsdummier. Modellen estimeres på første-differanseform, noe som kontrollerer vekk faste fylkesmessige forskjeller. Dynamisk variant er som følger:

35. Våre primære krav til instrumentene er at de skal gi tilfredsstillende testresultat for Hansen J-test for overidentifikasjon og Andersen IV-relevanse test. I tillegg ser vi nærmere på instrumentenes styrke ved F-verdien til de ekskluderte instrumentene i første trinn, og ved Cragg-Donald\*min Eval/L2 F-test for svake instrumenter.

A2)

$$\ln\left(\frac{U_{ft}}{A_{ft}}\right) = \beta_1 \ln\left(\frac{V_{ft}}{A_{ft}}\right) + \beta_2 \left(\frac{T_{ft}}{A_{ft}}\right) + \beta_3 \left(\frac{T_{ft}}{A_{ft}}\right)^2 + \beta_4 \ln\left(\frac{U_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right) + \beta_5 \left(\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right) + \beta_6 \left(\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right)^2 + y_i + \theta_f + \varepsilon_{ft}$$

t=1985–2005(år), f=fylker.

$$\ln\left(\frac{U_{ft}}{A_{ft}}\right), \ln\left(\frac{V_{ft}}{A_{ft}}\right), \frac{T_{ft}}{A_{ft}}, \left(\frac{T_{ft}}{A_{ft}}\right)^2, \ln\left(\frac{U_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right)$$

I A1) oppfattes endogene, mens i A2) også må instrumenteres. Disse instrumenteres med følgende instrumentvektor:

$$\ln\left(\frac{U_{ft-2}}{A_{ft-2}}\right), \ln\left(\frac{V_{ft-2}}{A_{ft-2}}\right), \frac{T_{ft-2}}{A_{ft-2}}, \left(\frac{T_{ft-2}}{A_{ft-2}}\right)^2, \ln\left(\frac{U_{ft-3}}{A_{ft-3}}\right), \ln\left(\frac{V_{ft-3}}{A_{ft-3}}\right), \frac{T_{ft-3}}{A_{ft-3}}, \left(\frac{T_{ft-3}}{A_{ft-3}}\right)^2$$

$$\ln\left(\frac{U_{ft-4}}{A_{ft-4}}\right), \ln\left(\frac{V_{ft-4}}{A_{ft-4}}\right), \left(\frac{T_{ft-4}}{A_{ft-4}}\right), \left(\frac{T_{ft-4}}{A_{ft-4}}\right)^2$$

Instrumenteringen ”spiser opp” observasjoner, slik at data kun dekker perioden 1989–2005. Modellen estimeres med den vanlige IV-metoden. Hver observasjon vektes med arbeidsstyrken i fylket. En fristende alternativ estimeringsmetode er GMM, men en tommelfingerregel ved GMM er at data må omfatte flere panelenheter enn instrumenter totalt for at metoden skal gi gode resultater.

### Spesifikasjon 2 – åpen ledighet og månedlige yrkesdata

Yrkesdataene omfatter perioden januar 1995 til desember 2005.

A3)

$$\ln\left(\frac{U_{ft}}{A_{ft}}\right) = \beta_1 \ln\left(\frac{V_{ft}}{A_{ft}}\right) + \beta_2 \left(\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right) + \beta_3 \left(\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right)^2 + y_i + \theta_f + \varepsilon_{ft}$$

, t=januar

1995–desember 2005(måneder), f=yrke eller yrkeXfylke, y=månedsdummier. Modellen estimeres med GMM-estimering på første-differanseform, noe som kontrollerer vekk faste forskjeller mellom panelenhetene. Instrumentvektoren

$$\ln\left(\frac{V_{ft}}{A_{ft}}\right) \quad \text{er} \quad \text{nå:} \quad \ln\left(\frac{V_{ft-15}}{A_{ft-15}}\right), \frac{T_{ft-15}}{A_{ft-15}}, \left(\frac{T_{ft-15}}{A_{ft-15}}\right)^2$$

$$\ln\left(\frac{V_{ft-16}}{A_{ft-16}}\right), \frac{T_{ft-16}}{A_{ft-16}}, \left(\frac{T_{ft-16}}{A_{ft-16}}\right)^2 \quad \text{. Vi har testet for om } \left(\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}, \left(\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right)^2\right) \text{ er å}$$

betrakte som eksogen, og finner at vi ikke forkaste denne hypotesen. De betraktes følgelig som eksogene.

En dynamisk variant av A3) kan utledes ved å anta at  $\varepsilon_{ft} = \rho\varepsilon_{ft-12} + \omega_{ft}$ , hvor  $\omega_{ft}$  uttrykker hvit støy. Dette gir følgende spesifisering:

A4)

$$\ln\left(\frac{U_{ft}}{A_{ft}}\right) = \rho \ln\left(\frac{U_{ft-12}}{A_{ft-12}}\right) + \beta_1 \ln\left(\frac{V_{ft}}{A_{ft}}\right) - \rho\beta_1 \ln\left(\frac{V_{ft-12}}{A_{ft-12}}\right) + \beta_2 \left(\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right) + \beta_3 \left(\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right)^2 - \rho\beta_2 \left(\frac{T_{ft-13}}{A_{ft-13}}\right) - \rho\beta_3 \left(\frac{T_{ft-13}}{A_{ft-13}}\right)^2 + y_t + \theta_f + \omega_{ft}$$

t=januar 1995–desember 2005 (måned), f=, yrke eller yrkeXfylke, y=månedsdummier. Estimeres modellen uten parameterrestriksjoner, fremkommer en alternativ formulering:

A5)

$$\ln\left(\frac{U_{ft}}{A_{ft}}\right) = \gamma_1 \ln\left(\frac{U_{ft-12}}{A_{ft-12}}\right) + \gamma_2 \ln\left(\frac{V_{ft}}{A_{ft}}\right) + \gamma_3 \ln\left(\frac{V_{ft-12}}{A_{ft-12}}\right) + \gamma_4 \left(\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right) + \gamma_5 \left(\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right)^2 + \gamma_6 \left(\frac{T_{ft-13}}{A_{ft-13}}\right) + \gamma_6 \left(\frac{T_{ft-13}}{A_{ft-13}}\right)^2 + y_t + \theta_f + \omega_{ft}$$

t=januar 1995–desember 2005 (måned), f=, yrke eller yrkeXfylke, y=månedsdummier. Vi estimerer A5) som en robusthetssjekk, med GMM-estimering på første-differanseform, noe som kontrollerer vekk fast effekt knyttet til panelenheten. Instrumentvektoren er nå:

$$\ln\left(\frac{V_{ft-15}}{A_{ft-15}}\right), \frac{T_{ft-15}}{A_{ft-15}}, \left(\frac{T_{ft-15}}{A_{ft-15}}\right)^2 \ln\left(\frac{U_{ft-15}}{U_{ft-15}}\right)$$

$$\ln\left(\frac{V_{ft-16}}{A_{ft-16}}\right), \frac{T_{ft-16}}{A_{ft-16}}, \left(\frac{T_{ft-16}}{A_{ft-16}}\right)^2 \ln\left(\frac{U_{ft-16}}{U_{ft-16}}\right)$$

*Spesifikasjon 3 – åpen ledighet og månedlige yrkesdata for spesifikke yrkesgrupper*

Yrkesdataene omfatter perioden januar 1995 til desember 2005.

A6)

$$\ln\left(\frac{U_{ft}}{A_{ft}}\right) = \beta_1 \ln\left(\frac{V_{ft}}{A_{ft}}\right) + \beta_2 \left(\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right) + \beta_3 \left(\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right)^2 + y_t + \theta_f + \varepsilon_{ft}$$

t=januar 1995–desember 2005(måneder), f=yrkeXfylke, y=månedsdummier. Modellen estimeres separat for spesifikke yrkesgrupper, med GMM-estimering på første-differanseform. Dette kontrollerer vekk faste fylkesforskjeller. Vi møtte

problemer med å finne en instrumentvektor som tilfredsstilte tester for over-

identifikasjon og inklusjon. Instrumentvektoren for  $\ln\left(\frac{V_{ft}}{A_{ft}}\right)$  ble til

slutt:  $\ln\left(\frac{V_{ft-12}}{A_{ft-12}}\right), \ln\left(\frac{V_{ft-13}}{A_{ft-13}}\right), \frac{T_{ft-13}}{A_{ft-13}}, \left(\frac{T_{ft-13}}{A_{ft-13}}\right)^2, \ln\left(\frac{V_{ft-14}}{A_{ft-14}}\right), \frac{T_{ft-14}}{A_{ft-14}}, \left(\frac{T_{ft-14}}{A_{ft-14}}\right)^2$ .

Vi har testet for om  $\left(\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}, \left(\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right)^2\right)$  er å betrakte som eksogen, og finner at vi ikke forkaste denne hypotesen. De betraktes følgelig som eksogene.

#### Spesifikasjon 4 – åpen ledighet og månedlige kommunedata

Kommunedataene omfatter perioden januar 1995 til desember 2000.

A7)

$$\ln\left(\frac{U_{ft}}{A_{ft}}\right) = \beta_1 \ln\left(\frac{V_{ft}}{A_{ft}}\right) + \beta_2 \left(\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right) + \beta_3 \left(\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right)^2 + y_t + \theta_f + \varepsilon_{ft}$$

,t=januar 1995-desember 2000(måneder), f=kommune, y=månedsdummier. Modellen estimeres med GMM-estimering på første-differanseform, noe som kontrolle-

rer vekk faste kommuneforskjeller. Instrumentvektoren for  $\ln\left(\frac{V_{ft}}{A_{ft}}\right)$  er nå:

$\ln\left(\frac{V_{ft-12}}{A_{ft-12}}\right), \ln\left(\frac{V_{ft-13}}{A_{ft-13}}\right), \ln\left(\frac{V_{ft-14}}{A_{ft-14}}\right), \frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}, \left(\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right)^2$ . Vi har testet for om  $\left(\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}, \left(\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right)^2\right)$  er

å betrakte som eksogen, og finner at vi ikke forkaste denne hypotesen.

#### Spesifikasjon 5 Matching-spesifikasjonen – årlige fylkedata

Matching-funksjonen estimeres direkte på fylkesnivå, det vil si observasjons-enheten er fylkeXår i perioden 1989 til 2000.

A8)

$$\ln\left(\frac{M_{ft}^j}{A_{ft}}\right) = \alpha_1 \ln\left(\frac{V_{ft}}{A_{ft}}\right) + \alpha_2 \left(\frac{T_{ft}}{A_{ft}}\right) + \alpha_3 \left(\frac{T_{ft}}{A_{ft}}\right)^2 + \alpha_4 \ln\left(\frac{U_{ft}}{A_{ft}}\right) + y_t + \theta_f + \varepsilon_{ft}$$

t=1989–2000(år), f=fylker, y=årsdummier. Nyansettelsene M måles både fra tiltak og fra ledighet. Toppskrift j tilhørende M angir hvor lang tid man lar det gå etter endt ledighet eller tiltak før nyansettelsen regnes fra ledighet/tiltak. Toppskrift j er enten 1 eller 3. Modellen estimeres på første-differanseform. I

A8) regnes  $\ln\left(\frac{M_{ft}^{ij}}{A_{ft}}\right), \ln\left(\frac{U_{ft}}{A_{ft}}\right), \ln\left(\frac{V_{ft}}{A_{ft}}\right), \frac{T_{ft}}{A_{ft}}, \left(\frac{T_{ft}}{A_{ft}}\right)^2$  endogene, slik at de instrumenteres med:

$$\ln\left(\frac{M_{ft-2}^{ij}}{A_{ft-2}}\right), \ln\left(\frac{U_{ft-2}}{A_{ft-2}}\right), \ln\left(\frac{V_{ft-2}}{A_{ft-2}}\right), \frac{T_{ft-2}}{A_{ft-2}}, \left(\frac{T_{ft-2}}{A_{ft-2}}\right)^2.$$

På grunn av behov for instrumentering dekker data i realiteten perioden 1991–2000 Estimeringsmetode er som i de tidligere fylkesregresjonen: IV.

*Spesifikasjon 6 Matching-spesifikasjonen – månedlige kommunedata*

Matching-funksjonen estimeres direkte på kommunenivå, det vil si observasjonsenheten er kommuneXmåned i perioden januar 1995 til desember 2000.

A9)

$$\ln\left(\frac{M_{ft}^d}{A_{ft}}\right) = \alpha_1 \ln\left(\frac{V_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right) + \alpha_2 \left(\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right) + \alpha_3 \left(\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right)^2 + \alpha_4 \ln\left(\frac{U_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right) + y_t + \theta_f + \varepsilon_{ft}$$

t=januar 1995-desember 2000, f=kommune, y=månedXårsdummier. Nyansettelsene M måles både fra tiltak og fra ledighet. Toppskrift d tilhørende M angir at nyansettelsene måles 1 måned etter endt ledighet eller tiltak før nyansettelsen regnes fra ledighet/tiltak. Modellen estimeres på første-differanseform.

I A9) regnes  $\ln\left(\frac{M_{ft}^d}{A_{ft}}\right), \ln\left(\frac{U_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right), \ln\left(\frac{V_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right),$  endogene, slik at de instrumenteres med:

$$\ln\left(\frac{U_{ft-15}}{A_{ft-15}}\right), \ln\left(\frac{V_{ft-15}}{A_{ft-15}}\right), \ln\left(\frac{U_{ft-16}}{A_{ft-16}}\right), \ln\left(\frac{V_{ft-16}}{A_{ft-16}}\right), \frac{T_{ft-16}}{A_{ft-16}}, \left(\frac{T_{ft-16}}{A_{ft-16}}\right)^2.$$

Vi har testet om  $\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}, \left(\frac{T_{ft-1}}{A_{ft-1}}\right)^2$  kan regnes som eksogene, og vi finner ikke å kunne forkaste dette.

Vi lar også nyansettelsene måles med et utvidet ”vindu” i den forstand vi lar nyansettelsene knyttes til ledighet/tiltak opp til tre måneder før:

A9)

$$\ln\left(\frac{M_{ft}^u}{A_{ft}}\right) = \alpha_1 \ln\left(\frac{V_{ft-3}}{A_{ft-3}}\right) + \alpha_2 \left(\frac{T_{ft-3}}{A_{ft-3}}\right) + \alpha_3 \left(\frac{T_{ft-3}}{A_{ft-3}}\right)^2 + \alpha_4 \ln\left(\frac{U_{ft-3}}{A_{ft-3}}\right) + y_t + \theta_f + \varepsilon_{ft}$$

t=januar 1995-desember 2000, f=kommune, y=månedXårsdummier. Nyansettelsene M måles både fra tiltak og fra ledighet. Toppskrift u tilhørende M angir dette utvidede vinduet. Modellen estimeres på første-differanseform. I



$$\ln\left(\frac{M_{ft}^u}{A_{ft}}\right), \ln\left(\frac{U_{ft-3}}{A_{ft-3}}\right), \ln\left(\frac{V_{ft-3}}{A_{ft-3}}\right),$$

A10) regnes endogene, slik at de instrumenteres med:

$$\ln\left(\frac{V_{ft-17}}{A_{ft-17}}\right), \frac{T_{ft-17}}{A_{ft-17}}, \left(\frac{T_{ft-17}}{A_{ft-17}}\right)^2, \ln\left(\frac{V_{ft-18}}{A_{ft-18}}\right), \frac{T_{ft-18}}{A_{ft-18}}, \left(\frac{T_{ft-18}}{A_{ft-18}}\right)^2.$$

Vi har testet om  $\frac{T_{ft-3}}{A_{ft-3}}, \left(\frac{T_{ft-3}}{A_{ft-3}}\right)^2$  kan regnes som eksogene, og vi finner ikke å kunne forkaste dette. På grunn av behov for instrumentering dekker data i realiteten perioden mai 1996–desember 2000. Estimeringsmetode er som i de tidligere kommuneregresjonene: GMM.

Tabell A1. Fylkeregresjoner. 1989–2005. Fylke

	log ledighetsrate <sub>t</sub>					
	1	2	3	4	5	6
Log vakanserate <sub>t</sub>	-0,241 (0,159)	-0,244** (0,152)	-0,185 (0,153)	-0,214 (0,167)	-0,228 (0,158)	-0,177 (0,136)
Log vakanserate <sub>t-1</sub>						-0,082 (0,054)
Log ledighetsrate <sub>t-1</sub>					0,321*** (0,112)	0,332*** (0,123)
Tiltaksrate <sub>t</sub>	-14,38** (6,96)	-289,401 (262,64)	-8,137 (7,354)	-21,272 (21,229)	-10,761 (22,800)	-4,984 (23,578)
Tiltaksrate kvadrert <sub>t</sub>		4,002 (17,88)		284,06 (311,18)	57,24 (337,4)	-52,405 (350,93)
Tiltaksrate <sub>t-1</sub>			-5,650 (3,809)	-6,207 (7,878)	2,008 (6,999)	4,068 (6,836)
Tiltaksrate kvadrert <sub>t-1</sub>				-56,839 (134,277)	-37,09 (137,54)	-38,794 (138,87)
Kontroll for:						
Ar	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Fylke	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Informasjon om instrumentenes styrke						
F-verdi 1.trinn ekskl. instrum.	3,0/4,4	3,0/3,8/4,4	3,2/4,4/4,0	1,9/3,2/3,7	1,9/3,2/3,7/2,4	2,6/3,2/3,7/3,4
Cragg-Donald*minEval/L2 F:	2,2	2,2	2,2	1,39	1,37	1,39
Andersen LR(p-verdi):	0,00	0,00	0,01	0,06	0,04	0,04
Hansen J (p-verdi):	0,72	0,56	0,65	0,44	0,53	0,53
Estimeringsmetode:	IV	IV	IV	IV	IV	IV
Vektet	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
N	19					
NxT	304					

Note: Panelenhet er fylke. Kolonneoverskrift angir venstresidevariabel i regresjonene. , angir år. Modellene er estimert på første differensform. Vektet angir at hver observasjon er vektet med arbeidsstyrken i fylket. Robust standard avvik i parentes (justert for autokorrelasjon). \*\*\*, \*\*, og \* angir henholdsvis signifikansnivå 1 %, 5 % og 10 %. Regresjonene i denne tabellen er utviklet i samarbeid med Ragnhild Cecilie Haugen. Se Haugen (2006) for ytterligere informasjon og estimering av andre spesifikasjoner.

Kommentar til A1:

Modell 1 er den eneste modellen hvor tiltak har en signifikant effekt på ledighetsraten. Modell 2 introduserer muligheten for at dimensjoneringen av tiltak kan ha betydning. Dette gir ingen signifikant effekt. Modell 3 introduserer muligheten for at tiltak forrige år kan påvirke ledigheten dette året. Her finner vi heller ingen signifikant effekt. Modell 4 åpner for at tiltak kan ha varierende effekt med tiltaksnivået både denne og forrige år. Heller ikke her gir dette noen signifikant effekt av tiltak. Til slutt introduserer vi muligheten for at tilpasningen går tregt, det vil si at modellene 5 og 6 også inneholder forrige års ledighetsrate som forklaringsvariabel. Vi finner heller ikke her noen signifikant effekt av tiltak. Overidentifikasjonstester og inkluderingstester av instrumentene er tilfredsstillende. Felles for alle regresjonene er dessverre svake instrumenter, som impliserer at våre estimater trolig vil være skjeve mot OLS-estimatene.

Tabell A2. Yrkesregresjoner. Januar 1995–desember 2005

	yrke		yrkeXfylke	
	Statisk	Dynamisk	Statisk	Dynamisk
Log vakanserate <sub>t</sub>	-0,017 (0,043)	-0,059 (0,042)	0,081 <sup>†</sup> (0,043)	-0,037 (0,025)
Log vakanserate <sub>t-12</sub>		0,030 <sup>**</sup> (0,016)		0,004 (0,003)
Log ledighetsrate <sub>t-12</sub>		0,941 <sup>***</sup> (0,087)		0,532 <sup>***</sup> (0,150)
Tiltaksrate <sub>t-1</sub>	-8,126 <sup>**</sup> (3,527)	15,744 <sup>***</sup> (5,544)	0,586 (0,966)	3,339 <sup>***</sup> (0,854)
Tiltaksrate kvadrert <sub>t-1</sub>	159,764 (112,39)	-164,019 (111,64)	8,735 (17,60)	-35,696 <sup>***</sup> (16,154)
Tiltaksrate <sub>t-13</sub>		-13,311 <sup>***</sup> (4,274)		-4,819 <sup>***</sup> (0,681)
Tiltaksrate kvadrert <sub>t-13</sub>		96,528 (62,850)		48,875 <sup>***</sup> (11,696)
Kontroll for:				
MånedXår	Ja	Ja	Ja	Ja
Yrke	Ja	Ja		
YrkeXfylke			Ja	Ja
YrkeXkommune				
Informasjon om instrumentenes styrke				
F-verdi 1.trinn eksk.	5,5	2,4;13,1	2,81	7,6/7,0
C-D*min Eval/L2 F-verdi:	4,16	2,05	2,77	2,65
Andersen LR(p-verdi):	0,00	0,01	0,01	0,00
Hansen J (p-verdi):	0,46	0,76	0,10	0,17
Estimeringsmetode:	IV	IV	GMM	GMM
N	11	11	208	208
NxT	1265	1265	21555	20820

Note: Tabellhode angir panelenhet. log ledighetsrate<sub>t</sub> venstresidevariabel i alle regresjoner. Fotskrift <sup>†</sup> angir måned. Modellene er estimert på første differanse-form, og er vektet med arbeidsstyrken (for panelenheten). Robust standard avvik i parentes (justert for autokorrelasjon). <sup>\*\*\*</sup>, <sup>\*\*</sup>, og <sup>†</sup> angir henholdsvis signifikansnivå 1 %, 5 % og 10 %.

Kommentar til A2:

Modellene viser forskjellig effekt av tiltak avhengig av om analysene utføres på yrkesnivå eller yrkeXfylkesnivå. I førstnevnte tilfelle finner vi tegn til en konveks effekt av tiltak. I sistnevnte tilfelle finner vi ingen signifikant dimensjonerings effekt av tiltak. Dette bildet endres ikke vesentlig av dynamisering av modellen.

Overidentifikasjonstester og inkluderingstester av instrumentene er tilfredsstillende. Felles for alle estimeringene er tegn på at våre instrumenter er svake. Dette impliserer at våre estimater kan være skjeve mot OLS-estimatene.

*Tabell A3. Effekt på den åpne ledigheten i prosentpoeng av ett prosentpoengs økning i tiltak. Januar 1995–desember 2005. Dynamisk spesifisering*

Andel tiltak (%):		5	10	15	20
Total ledighet (%)					
Yrke	1	0,38 <sup>*</sup>	0,35 <sup>*</sup>	0,32 <sup>**</sup>	0,29 <sup>**</sup>
	3	1,08	0,93	0,79	0,66
	5	1,69	1,34	1,02	0,73
	7	2,22	1,60	1,03	0,52
YrkeX fylke	1	-0,03 <sup>***</sup>	-0,03 <sup>***</sup>	-0,03 <sup>***</sup>	-0,02 <sup>***</sup>
	3	-0,09 <sup>***</sup>	-0,08 <sup>***</sup>	-0,07 <sup>***</sup>	-0,07 <sup>***</sup>
	5	-0,14 <sup>***</sup>	-0,13 <sup>***</sup>	-0,12 <sup>***</sup>	-0,10 <sup>***</sup>
	7	-0,20 <sup>***</sup>	-0,17 <sup>***</sup>	-0,15 <sup>***</sup>	-0,13 <sup>***</sup>

Note: Beregnet fra estimater presentert i tabell A2 – dynamisk modeller. <sup>\*\*\*</sup>, <sup>\*\*</sup>, og <sup>\*</sup> angir henholdsvis signifikansnivå 1 %, 5 % og 10 %.

*Tabell A4. Yrkesspesifikke regresjoner Januar 1995–desember 2005. Utvalgte yrker.*

	Undervisning	Admin. og hum. arbeid	Industri	Service
Log vakanserate <sub>t</sub>	-0,046 <sup>*</sup> (0,026)	-0,075 <sup>**</sup> (0,035)	-0,008 (0,015)	-0,032 (0,022)
Tiltaksrate <sub>t-1</sub>	-2,630 (2,031)	-3,910 (9,603)	2,192 <sup>**</sup> (0,960)	5,162 <sup>**</sup> (2,073)
Tiltaksrate kvadrert <sub>t-1</sub>	74,789 <sup>**</sup> (33,426)	1254,42 (1446,13)	-15,882 (13,625)	-138,272 <sup>*</sup> (75,430)
Kontroll for:				
MånedXår	Ja	Ja	Ja	Ja
Fylke	Ja	Ja	Ja	Ja
Informasjon om instrumentenes styrke				
F-verdi 1.trinn ekskluderte instrumenter	(5,5)	(2,5)	(4,9)	(3,7)
Cragg-Donald*min Eval/L2 F-verdi:	8,18	4,53	6,17	5,07
Andersen LR(p-verdi):	0,00	0,00	0,00	0,00
Hansen J (p-verdi):	0,46	0,68	0,56	0,59
Estimeringsmetode:	IV	IV	IV	IV
N	19	19	19	19
NxT	2223	2223	2223	2223

Note: Tabellhode angir populasjon. Enhet fylke, log ledighetsrate, venstresidevariabel i alle regresjoner. Fotskrift <sub>t</sub> angir måned. Modellene er estimert på første differense-form. Robust standard avvik i parentes (justert for autokorrelasjon). <sup>\*\*\*</sup>, <sup>\*\*</sup>, og <sup>\*</sup> angir henholdsvis signifikansnivå 1 %, 5 % og 10 %.

#### Kommentar til A4:

Vi finner små forskjeller mellom yrkene, men de angir faktisk forskjellige former for sammenheng mellom tiltaksnivået og ledigheten. Overidentifikasjonstester og inkluderingsstester av instrumentene er tilfredsstillende. Felles for alle estimeringene som er rapportert, er også mer tilfredsstillende tester når det gjelder instrumentenes styrke. Men administrativ og humanistisk arbeidsregresjonen er svakere, og her kan våre estimater være skjeve mot OLS-estimatene.

Tabell A5. Matching-funksjonen. Fylkeregresjoner 1991–2000. Fylke

	Log (match fra ledighet og tiltak rate) <sub>t</sub>	
	Direkte	Utvidet
Log vakanserate <sub>t</sub>	0,144 (0,116)	0,231** (0,114)
log ledighetsrate <sub>t</sub>	0,418** (0,213)	0,410* (0,238)
Tiltaksrate <sub>t</sub>	16,671*** (4,167)	16,652*** (4,471)
Tiltaksrate kvadrert <sub>t</sub>	-111,669*** (34,688)	-126,309*** (37,866)
Kontroll for:		
År	Ja	Ja
Fylke	Ja	Ja
Informasjon om instrumentenes styrke		
F-verdi 1.trinn ekskl. instrumenter:	3,4/4,9	3,4/4,9
Cragg-Donald*min Eval/L2 F-verdi:	2,61	2,61
Andersen LR(p-verdi):	0,00	0,00
Hansen J (p-verdi):	0,95	0,83
Estimeringsmetode:	IV	IV
Vektet	Ja	Ja
N		
N×T		

Note: Panelenhet er fylke. Observasjonene er fylkesspesifikke årlige gjennomsnitt. log matchingrate, venstre-sidevariabel i alle regresjoner. De to første kolonnene måler matcher kun fra ledighet. De to siste kolonnene lar matchene omfatte både matcher fra ledighet og fra tiltak. Raten måles ved arbeidsstyrken i fylket. Tabellhodebetegnelse Direkte angir at matchene måles i løpet av 1 måned etter sist tilstand som ledig eller tiltak. Tabellhodebetegnelse Utvidet angir at matchene måles i løpet av et vindu på tre måneder etter sist tilstand som ledig eller tiltak. <sub>t</sub> angir år. Modellene er estimert på første differensform. Vektet angir at hver observasjon er vektet med arbeidsstyrken i fylket. Robust standard avvik i parentes (justert for autokorrelasjon). \*\*\*, \*\*, og \* angir henholdsvis signifikansnivå 1 %, 5 % og 10 %.

#### Kommentar til A5:

Tabell A5 viser resultatet av estimeringen av hvordan tiltak påvirker nyansettelser. Nyansettelser måles fra både tiltak og fra ledighet. Våre resultater viser at vi finner en signifikant konkav sammenheng mellom tiltak og nyansettelser. Tabell A5 viser igjen at vi har problemer med å finne sterke og gode instrumenter. Dette medfører naturligvis at våre resultater ikke er like robuste som ønsket.

Vi har også eksperimentert med å la tiltak forrige periode påvirke matchingen i dag. Disse regresjonene er utelatt fra tabellen, da vi ikke har vært i stand til å finne tilfredsstillende instrumenter. Vi finner ingen statistisk signifikant effekt av forrige periodes tiltak, men grunnet den dårlige kvaliteten på instrumentene, kan vi vanskelig vektlegge dette resultatet.

*Tabell A6. Matching-regresjoner. Januar 1995–desember 2005. Kommune. GMM*

	Log ledighetsrate <sub>t</sub>	Tiltak		Spesifikke tiltak	
		Direkte	Utvidet	Direkte	Utvidet
Log vakanserate <sub>t</sub>	0,018 (0,015)				
Log vakanserate <sub>t-1</sub>		0,311 (0,193)		0,227** (0,110)	
Log vakanserate <sub>t-3</sub>			-0,010 (0,073)		0,109** (0,045)
Log ledighetsrate <sub>t-1</sub>		0,362 (0,620)		0,371 (0,545)	
Log ledighetsrate <sub>t-3</sub>			1,894*** (0,579)		1,126*** (0,246)
Tiltaksrate <sub>t-1</sub>	3,570*** (0,961)	29,670*** (10,970)			
Tiltaksrate <sub>t-3</sub>			39,302*** (9,265)		
Tiltaksrate kvadrert <sub>t-1</sub>	-48,258* (28,632)	-358,776* (191,895)			
Tiltaksrate kvadrert <sub>t-3</sub>			-515,632*** (140,828)		
Off.sysselsettingsrate <sub>t-1</sub>				74,969*** (22,935)	
Off.sysselsettingsrate <sub>t-3</sub>					9,506 (6,254)
Off.syss.rate kvadrert <sub>t-1</sub>				-3934,17*** (1286,24)	
Off.syss.rate kvadrert <sub>t-3</sub>					53,017 (477,596)
Fadderordningsrate <sub>t-1</sub>				12,032 (9,448)	
Fadderordningsrate <sub>t-3</sub>					12,413*** (3,209)
Fadder.rate kvadrert <sub>t-1</sub>				-1345,438 (1143,03)	
Fadder.rate kvadrert <sub>t-3</sub>					-495,950* (302,07)
Amorate <sub>t-1</sub>				12,690 (12,593)	
Amorate <sub>t-3</sub>					27,013*** (5,090)
Amorate kvadrert <sub>t-1</sub>				65,284 (355,71)	
Amorate kvadrert <sub>t-3</sub>					-374,223*** (134,570)
Lønnstilskuddsrate <sub>t-1</sub>				134,874*** (15,047)	
Lønnstilskuddsrate <sub>t-3</sub>					42,977*** (6,622)
Lønnt.rate kvadrert <sub>t-1</sub>				-8938,92*** (2111,60)	
Lønnt.rate kvadrert <sub>t-3</sub>					-2599,762

Vikarpraksisrate <sub>t-1</sub>				80,872 <sup>***</sup>	(1084,105)
				(20,534)	
Vikarpraksisrate <sub>t-3</sub>					23,538 <sup>***</sup>
					(7,955)
Vikar.rate kvadrert <sub>t-1</sub>				-9078,94 <sup>**</sup>	
				(4308,286)	
Vikar.rate kvadrert <sub>t-3</sub>					-2233,81
					(1604,154)
Kontroll:kommune/mnd/år	Ja	Ja	Ja	Ja	
Informasjon om instrumentenes styrke					
F-verdi 1.trinn eksk.	23,09	1,8/4,6	1,7/1,5	2,2/2,1	2,3/2,2
C-D*min Eval/L2 F-verdi:	42,07	1,68	1,53	2,01	1,97
Andersen LR(p-verdi):	0,00	0,07	0,10	0,00	0,01
Hansen J (p-verdi):	0,33	0,67	0,19	0,59	0,11
N/NxT	419/14598	423/14455		423/14455	

Note: Observasjonene uttrykker månedstall for norske kommuner. Log (ledighetsrate) t er avhengig variabel i første kolonne. Log (match fra ledighet og tiltak rate) t er venstresidevariabel i alle tiltaksregresjoner. Fotskrift t angir måned. Tabellhodebetegnelse Direkte angir at matchene måles i løpet av én måned etter sist tilstand som ledig eller tiltak. Tabellhodebetegnelse Utvidet angir at matchene måles i løpet av et vindu på tre måneder etter sist tilstand som ledig eller tiltak. Modellene er estimert på første differensform, og er vektet med den kommunale arbeidsstyrken. Robust standard avvik i parentes (justert for autokorrelasjon). \*\*\*, \*\*, og \* angir henholdsvis signifikansnivå 1 %, 5 % og 10 %.

#### Kommentar til A6:

Den første kolonnen i tabell A6 viser hvordan tiltak påvirker ledigheten på kommunenivå. Denne regresjonen er i form lik dem som er presentert i tabell A2 i kolonnene merket med *statisk*. Vi ser at estimatene knyttet til tiltak, er sterkt signifikante og angir en konkav sammenheng mellom tiltak og ledighet. Vi ser også at instrumentene i denne regresjonen er meget tilfredsstillende. Det samme gjelder tester for overidentifikasjon og inkludering. De neste fire kolonnene i tabell 6 viser deretter resultatene av estimeringen av matching-funksjonen. De to siste kolonnene viser hvordan spesifikke tiltak påvirker nyansettelsesraten. Vi ser at det er store variasjoner mellom ulike typer tiltak med hensyn til hvordan de påvirker nyansettelsesraten. De fleste angir en konkav sammenheng mellom tiltaket og nyansettelsene. Tabell A6 viser igjen at også i estimeringen av matching-funksjonen på kommunenivå har vi problemer med å finne sterke og gode instrumenter. Særlig gjelder dette de utvidede modellene. Det medfører naturligvis at våre resultater ikke er like robuste som ønsket.

---

## Litteratur

- Bassanini, A., og R. Duval (2006), *Employment Patterns in OECD countries. Reassessing the role of policies and institutions*. OECD Working Paper No. 486.
- Becken, L., E. (2006). "En vurdering av aetats service-erklæringer." *Søkelys på arbeidsmarkedet*, 23: 115–124.
- Black, D.A., J. Smith, M.C. Berger og Brett J. Noel (2003), "Is the Threat of Reemployment Services More Effective than the Services Themselves? Experimental Evidence From the UI System." *American Economic Review*, 93: 1313–1327.
- Boone, J., og J.V. Ours (2004), "Effective labor market policies." IZA Discussion Paper, No. 1335.
- Bråthen, M. og T. Pedersen (2000), *Evaluering av ordinære arbeidsmarkedstiltak – Deltakere i 1999*. Rapport 2000/22, Statistisk sentralbyrå.
- Cahuc, P. og A. Zylberberg (2004), *Labour Economics*. Cambridge: The MIT Press.
- Calmfors, L. (1993), *Active labour market policy and unemployment – A framework for the analysis of crucial design features*. OECD Economic Studies.
- Calmfors, L. (1994), *Active labour market policy and unemployment – a framework for the analysis of crucial design features*. OCED Economic Studies.
- Calmfors, L., og R. Nymoen (1990), "Nordic employment." *Economic Policy*, 5: 397–448.
- Calmfors, L., og H. Lang (1995), "Macroeconomic effects of active labour market programmes in a union wage-setting model." *The Economic Journal*, 105: 601–619.
- Calmfors, L., og P. Skedinger (1995), "Does active labour market policy increase employment? Theoretical considerations and some empirical evidence from Sweden." *Oxford Review of Economic Policy*. 11(1): 91-109.
- Calmfors, L., A. Forslund, og M. Hemström (2002), "Does active labour market policy work? Lessons from the Swedish experiences." Seminar Paper No. 700. Institute for International Economic Studies. Stockholm University.
- Calmfors, L. (2004), "The limits of activation in active labour market policies." Keynote speech at the International Reform Monitor Conference on "Activation without perspective? Increasing employment opportunities for the low-skilled." Berlin, March 2004.
- Econ analyse (2001). *Gir lønnstilskudd jobb?* Rapport 2001-029. Oslo: Econ analyse.
- Edin, P.A., A. Forslund, og B. Holmlund (1999), "The swedish youth labor market in boom and depression." I: D. Blanchflower og R. Freeman (red.), *Youth employment and joblessness in advanced countries*. University of Chicago Press.
- Edin, P.A., og B. Holmlund (1991), "Unemployment, vacancies and labour market programmes: Swedish evidence. I: F. P. Schioppa (red.), *Mismatch and labour mobility*. Cambridge University Press.
- Elmeskov, J., og J.P. Martin og S. Scarpetta (1998), "Key Lessons For Labour Market Reforms: Evidence From OECD Countries' Experience." *Swedish Economic Policy Review*, 5.



- Forslund, A., og A. Krueger (1997), "An evaluation of the active swedish labor market policy: New and received wisdom." I: R. Freeman, R. Topel og B. Swedenborg (red.) *The welfare in transition*. Chicago University Press.
- Forslund, A. (1995), "Unemployment – Is Sweden still different?" *Swedish Economic Review*, 2(1995): 15-58.
- Hallgren, A. (1996), "Job matching and labour market programmes in Sweden." Memorandum. Departement of Economics Uppsala Universitet.
- Hamre, J.I., og M. Bråthen (2006), *Evaluering av ordinære arbeidsmarkedstiltak, påbegynt 4. kvartal 2003*. Dokumentasjon og analyse av effekt november 2004. Rapport 2006/05. Oslo: Statistisk sentralbyrå.
- Hardoy, I. (1994), *Lønnstilskuddsordninger i Norge. En evaluering*. ISF-rapport 1994: 5. Oslo: Institutt for samfunnsforskning.
- Hardoy, I. (2003a), *Effect evaluation: Methods and Applications*. Dr. avhandling, Økonomisk institutt, Universitet i Oslo.
- Hardoy, I. (2003b), "Effekt av ungdomstiltak: Er de noe å skryte av?" *Søkelys på arbeidsmarkedet*, 20: 45–52.
- Hardoy, I. (2005), "Impact of multiple labour market programmes on multiple outcomes: The case of Norwegian youth programmes." *Labour*, 19: 425–467.
- Hardoy, I., K. Røed, H. Torp og T. Zhang (2006a), *Ungdomsgarantien for 20–24-åringene. Har den satt spor?* ISF-Rapport 2006:4. Oslo: Institutt for samfunnsforskning.
- Hardoy, I., Røed R., og T. Zhang (2006b), *aetats kvalifiserings- og opplæringstiltak – En empirisk analyse av seleksjon og virkninger*. Rapport 2006:04. Oslo: Frischsenteret.
- Haugen, R.C. (2006), *Arbeidsmarkedstiltakenes effekt på arbeidsledighet*. Master-oppgave ved Økonomisk institutt, Universitetet i Oslo.
- Heckman, J.J., R. La Londe og J.A. Smith (1999), "The economics and econometrics of active labor market programs." I: O. Ashenfelter og D. Card (red.), *Handbook of Labor Economics*, vol 3A. Amsterdam: Elsevier Science Amsterdam.
- Holmlund, B. (1990), "Svensk lönebildning – teori, empiri, politik." Bilag 24 til Långtidsutredningen.
- Jackman, R., C. Pissarides, og S. Savouri (1990), "Labour market policies and unemployment in the OECD." *Economic Policy*, 5.
- Johansen, K. (2004), "Active labour market policy and the Beveridge curve. Panel evidence for Norwegian counties." Manuscript. Norwegian University of Science and Technology.
- Kluve, J., og C.M. Schmidt (2002), "Can training and employment subsidies combat European unemployment?" *Economic Policy*, 35: 409–448.
- Kluve, J. (2005), *Study on the effectiveness of ALMPs*. Final Report for the European Commission.
- Kluve, J. (2006), "The effectiveness of European active labor market policy." IZA Discussion paper No. 2018.
- Korpi, T. (1994), "Is well being related to employment status? Unemployment, labor market policies and the psychological well-being of youth" Doktoravhandling. Stockholm universitet.
- Larsson, L. (2000), "Evaluating the swedish youth labour market programmes." *Journal of Human Resources*, 38: 891–927.
- Layard, R., S. Nickell og R. Jackman (1991), *Unemployment: macroeconomic performance and the labour market*. Oxford University Press.
- Lechner, M., R., Miquel og C. Wunsch (2004), "Long-run effects of public sector sponsored training in West Germany." IZA Discussion paper No. 1443.
- Lechner, M., R., Miquel og C. Wunsch (2005), "The curse and blessing of training the unemployed in a changing economy – The case of East Germany after unification." IAB Discussion paper No. 14.

- Lechner, M., og C. Wunsch (2006), "Are training programs more effective when unemployment is high?" IZA Discussion Paper, No. 2355.
- Löfgren, K.G., og M. Wikström (1997), "Undantrængningseffekt av arbeidsmarknadspolitik." Kommentar til Forslund-Sjöstrand kontroversen." *Arbetsmarknad & Arbetsliv*, 3(3):207-223.
- Martin, J.P., og D. Grubb (2001), "What works for whom: A review of OECD countries' experiences with active labour market policies." *Swedish economic Review*, 8: 9-56.
- Nickell, S. (1997), "Unemployment and Labor market rigidities: Europe versus North America." *The Journal of Economic perspectives*, 11: 55-74.
- Nickell, S., og R. Layard (1999), "Labor market institutions and economic performance." I: O. Ashenfelter og D. Card, (red.), *Handbook of labor Economics*, Vol 3c. Amsterdam: North-Holland.
- Nymoen, R., og A. Rødseth (1999), "Nordic wage formation and unemployment seven years later." Memorandum 10/1999. Departement of Economics. University of Oslo.
- OECD (2006), *Employment Outlook*.
- Ohlsson H. (1993), Sysselsettingskapende medel som stabiliseringspolitisk medel" I: SOU 1994: 43: *Politik mot arbeidsløshet*.
- Oswald, A., (1986), "The economic theory of trade unions:an introductory surveu." I Calmfors, L., og H. Horn (red.), *Trade unions, wage formation, and macroeconomic stability*. London: MacMillan.
- Pissarides, C. (1985), "Short-run equilibrium dynamics of unemployment, vacancies and real wages." *American Economic Review*, 75: 676-690.
- Pissarides, C. (1990), *Equilibrium unemployment theory*. Basil Blackwell.
- Raaum, O., og H. Torp (2002), "Labour market training in Norway effect on earnings." *Labour Economics*, 9: 207-247.
- Raaum, O., H. Torp, og T. Zhang (2002a), "Business cycles and the impact of labour market programmes." Memorandum no. 14/2002. Departement of Economics. University of Oslo.
- Raaum, O., H. Torp, og T. Zhang (2002b), "D individual programme effects exceed the costs? Norwegian evidence on long run effects of labour market training." Memorandum no. 15/2002. Department of Economics. University of Oslo.
- Raaum, O., og F. Wulfsberg (1997), "Unemployment, labour market programs and wages in Norway." Arbeidsnotat 11/1997, Norges Bank.
- Raaum, O., K. Røed og H. Torp (2002c), "Riktig satsing i arbeidsmarkedspolitikken?" *Norsk økonomisk tidsskrift*, 116: 167-184.
- Richardson, K. og G. Van den Berg (2002), "Swedish labour market training and the duration of unemployment. I: Calmfors, L., A. Forslund, og M. Hemström (2002), "Does active labour market policy work? Lessons from the Swedish experiences" Seminar Paper No. 700. Institute for International Economic Studies. Stockholm University.
- Rosholm, M. og M. Svarer (2004), "Estimating the Threat Effect of Active Labour Market Programmes." Working paper No. 6. Univeritetet i Århus.
- Røed, K. og O. Raaum (2006), "Do Labour Market Programmes Speed up the Return to Work." *Oxford Bullitin of Economics & Statistics*, 68(5): 541-568.
- Scarpetta, S., (1996), "Assessing the role of labour market policies and institutional settings on unemployment: A cross country study." *OECD Economic Studies*.
- Stortingsmelding (2003-2004) *Et velfungerende arbeidsmarked, 2003-2004*, nr. 19.
- Zhang, T. (2003), "Identifying treatment effects of active labour market programmes for Norwegian adults." Manuscript. The Ragnar Frisch Centre for Economic Research.
- Van den Berg, G.J og B. van der Klaauw (2006), "Counseling ang monitoring of unemployed workers: theory and evidence from a controlled social experiment", *International Economic Review*, (kommer)



# Institutt for samfunnsforskning

## Rapport 2006:12

<i>Forfatter/Author</i> Harald Dale-Olsen, Marianne Røed og Pål Schøne
<i>Tittel/Title</i> Omfang av arbeidsmarkedstiltak: Betyr det noe?
<i>Sammendrag</i> Hensikten med denne rapporten har hovedsakelig vært å diskutere og analysere omfanget av den <i>aktive arbeidsmarkedspolitikken for ordinære jobbsøkere</i> . Det vil si at vi har studert sammenhengen mellom effektiviteten i de virkemidlene denne politikken omfatter, og det aggregerte nivået på ressursinnsatsen til aktive arbeidsmarkedstiltak. Et av de sentrale spørsmålene har vært om eventuell positiv effekt på mikro- og/eller makronivå avtar med det samlede nivået på tiltaksomfanget. Eller med andre ord: Påvirker omfanget hvor effektivt de aktive arbeidsmarkedstiltakene virker for den enkelte arbeidssøker eller for sysselsetningsutviklingen på hele arbeidsmarkedet?  Omfanget av arbeidsmarkedstiltak for ordinære arbeidssøkere har variert markert i tilknytning til konjunkturrene i den analyseperioden vi betrakter (fra midten av 1980-tallet til 2005). Innsatsen ble trappet kraftig opp fra slutten 1980-tallet da konjunkturrene forverret seg og ledigheten steg. Innsatsen ble så markert redusert fra midten av 1990-tallet.  I våre egne empiriske analyser av sammenhengen mellom tiltaksnivået og arbeidsledighet i norske fylker åpner vi for at denne dimensjoneringseffekten kan gjøre seg gjeldende. Hovedinntrykket også fra disse analysene er imidlertid at en større satsing på arbeidsmarkedstiltak ikke har noen klar effekt på total ledighet. Derimot har høyere tiltaksnivå en klart positiv effekt på <i>utstrømningen</i> fra ledighet. Eller med andre ord: Antallet ansettelser av arbeidsledige arbeidssøkere øker. Til sammen tyder disse resultatene på at arbeidsmarkedstiltakene reduserer ledighetsperioden; at utskiftningen blant de arbeidsledige går raskere.
<i>Emneord</i> Arbeidsmarkedstiltak, arbeidsledighet, ordinære jobbsøkere
<i>Summary</i> The main purpose with this report has been to analyse the the impact of the size of the active labour market policy in Norway on unemployment rates and recruitments of unemployed persons. In our own empirical studies we do not find any strong support for training programs to have any reducing effect on total unemployment (open unemployment plus number on programmes). The programmes reduce open unemployment, but not with as much as one should expect considering the pure placement effect of taining (if you take one unemployed person and put him on a rogramme you automatically reduce unemployment by 1). However, we do find that training programmes increasa se employers' recruitment of unemployed persons. Therefore, the turnover of individuals increases. This is potentialley positive, since it may hve favourable effects on long-term unemployment.
<i>Index terms</i> Labour market training programmes, unemployment, unemployed job seekers