

Evaluering av nye
finansieringsformer
i Aetat
Sluttrapport

Av

*Trond Erik Lunder, Knut Løyland,
Geir Møller og Joar Sannes*

Rapport nr 225

2005

TELEMARKSFORSKING-BØ

© Telemarksforsking-Bø 2005
Rapport nr. 225
ISBN 82-7401-245-3
ISSN 1501-9918
Pris: kr. 290,-

Telemarksforsking-Bø
Postboks 4
3833 Bø i Telemark
Tlf: 35 061500
Fax: 35 061501
www.telemarksforsking.no

FORORD

Denne rapporten er sluttrapporten fra prosjektet Evaluering av nye finansieringsformer i Aetat, som Telemarksforskning-Bø har utført på oppdrag fra Aetat Arbeidsdirektoratet. De nye finansieringsformene som er tatt i bruk i forbindelse med seks tidsavgrensede forsøk, omfatter både interne stykkpris- og bonusbaserte ordninger. I tillegg omfatter de tre eksterne resultatbaserte avlønningsformer. De eksterne ordningene omfatter flere ulike elementer av interesse: (i) to av tiltakene representerer nye formidlingskonsepter, (ii) alle tre etablerer en grunnpris basert på anbudskonkurranse og (iii) alle tre bygger på en bonusbasert finansieringsmodell.

Det tas i bruk ulike metodiske innfalsvinkler for å belyse effekten av ordningene. Tidligere er det publisert en arbeidsrapport som i hovedsak bygger på kvalitative intervjuer i utvalgte fylker (Møller 2004). I den herværende rapporten samles det inn kvantitative data fra spørreundersøkelser blant brukere av Aetat og deltakere på de eksterne ordningene, samt at det hentes betydelig mengder informasjon fra Aetats ARENA-register.

Flere personer har vært til stor hjelp i forbindelse med evalueringsarbeidet. Vi takker referansegruppen bestående av Odd Waalengen, Bente Øverli, Helge Ommundsen, Dag Robin Simonsen, Sven Ove Svensson, Luc Mensah, Else Beth Holt, Erik Oftedal og Thorbjørn Aarethun for mange konstruktive kommentarer i ulike faser av arbeidet. Vi takker også Geir Myklebust, Steinar Folkvord og Lars Aasebø for levering av data fra Arena. Til slutt takker vi Lars Håkonsen og Eivind Lofthus for konstruktive og meget nyttige bidrag til ulike deler av arbeidet med evalueringen. Om noen er glemt, er vi også dem en stor takk skyldig. Innholdet i rapporten står for forfatterne og Telemarksforskning-Bøs egen regning.

Bø, den 22.06.2005

Knut Løyland

INNHALDSFORTEGNELSE:

1	Innledning.....	17
1.1	Bakgrunn og målsettinger	17
1.2	Beskrivelse av ordningene	19
1.3	Oppsummering av første delrapport	23
2	Metodisk opplegg.....	29
2.1	Innledning	29
2.2	Interne ordninger.....	30
2.3	Eksterne ordninger	33
2.4	Brukerundersøkelsen.....	38
3	Evaluering av de interne ordningene.....	43
3.1	Bakgrunn.....	43
3.2	Effekter av stykkpris for avklaring av yrkeshemmede	46
3.3	Bonusordningen	55
3.4	Brukerundersøkelse.....	61
3.4.1	Beskrivelse av datagrunnlaget.....	63
3.4.2	Brukernes fornøydhet med servicen	64
3.4.3	Sammenhengen mellom produksjonsforbedringer og brukertilfredshet	67
3.5	Oppsummering.....	71
4	Eksterne ordninger	75
4.1	Innledning	75
4.2	Brukerundersøkelsen.....	76
4.2.1	Rekruttering.....	77
4.2.2	Innholdet i tiltaket.....	82
4.2.3	Brukernes vurdering av tilbudet til tiltaksarrangørene	85
4.2.4	Parkering.....	91
4.2.5	Har tiltakene bidratt til jobbresultater?	94
4.3	Analyser av mikrodata	98
4.3.1	Jobbklubb med bonusordning (JmB).....	99
4.3.2	VALS.....	106
4.3.3	KAT	110
4.4	Oppsummering.....	126

5	Analyse av matchingeffektivitet i de regionale arbeidsmarkedene	131
5.1	Bakgrunn	131
5.2	Beveridgekurven	133
5.3	Empirisk operasjonalisering av Beveridgekurven.....	137
5.4	Data	139
5.5	Resultater	141
5.6	Oppsummering	144
6	Oppsummering	147
7	Referanser	155
8	Vedlegg	157

SAMMENDRAG

Innledning

Denne rapporten evaluerer en rekke forsøk med ulike former for resultat- og aktivitetsbaserte finansieringsformer i Aetat. I løpet av perioden 2002 til 2003 innførte Aetat seks ulike forsøksordninger med nye finansieringsformer av ulike deler av virksomheten. Vi kan her skille mellom tre etatsinterne finansieringsordninger og tre ordninger som er knyttet til finansiering av eksterne tiltaksleverandører. De interne ordningene retter seg mot behandlingen av dagpenger (bonus for rask behandling av dagpengesøknader), avklaring av yrkeshemmede (stykkepris for avklaring av yrkeshemmede) og mot formidling av yrkeshemmede til arbeid (bonus for effektiv tiltaksbruk). De eksterne ordningene omfatter resultatbasert finansiering av eksterne formidlingsbistand overfor ventelønnsmotakere (bonus for formidling av arbeidssøkere med ventelønn - VALS) og yrkeshemmede/langtidsledige (Kjøp av formidlingsrettede arbeidssøketjenester - KAT), samt resultatbasert finansiering av jobbklubber (jobbklubb med bonusordning – JmB).

Hovedanalysene i rapporten er delt inn etter skillet mellom de interne og de eksterne ordningene. Etter metodebeskrivelsen i kapittel 2 kommer dermed kapittel 3 med en omtale av de interne ordningene mens kapittel 4 omtaler de eksterne ordningene. Videre presenterer kapittel 5 en analyse som ser på virkningene av alle ordningene på effektiviteten i arbeidsmarkedene. Kapittel 6 gir en oppsummering av evalueringen.

De interne ordningene

Metodisk har evalueringen av disse ordningene vært utfordrende på to måter. For det første er både stykkeprisordningen for avklaring av yrkeshemmede og bonusordningen for rask behandling av dagpengesøknader innført i alle fylkene, noe som gjør at vi i utgangspunktet bare har mulighet til å sammenligne effektene før og etter innføringen av ordningen. For det andre ble ordningene innført i etterkant av en periode som hadde vært spesielt vanskelig for etaten, bl.a. i forhold til ressursmangler og tekniske problemer med saksbehandlingssystemet Arena.

Ordningene er evaluert gjennom to typer analyser. I den ene analysen er formålet å undersøke hvorvidt de interne ordningene har hatt noen effekt på produksjonen av henholdsvis avklaringer for yrkeshemmede og behandling av dagpengesøknader for ordinære arbeidssøkere. I den andre analysen har vi forsøkt å undersøke hvorvidt resultatene av de to ordningene har påvirket brukertilfredshetene til henholdsvis yrkeshemmede og ordinære arbeidssøkere.

Når det gjelder bonusordningen for rask behandling av dagpengesøkna-der, finner vi en klar reduksjon i saksbehandlingstiden på det tidspunktet ordningen ble innført. I analysen har vi forsøkt å kontrollere for andre faktorer som eventuelt kan forklare denne utviklingen. Men selv når vi kontrollerer for disse faktorene, finner vi fremdeles en klar positiv effekt på saksbehandlingstiden i etterkant av at bonusordningen ble innført. Dette styrker dermed antagelsen om at bonusordningen har hatt en positiv betydning. Vi skal imidlertid tolke resultatene med forsiktighet, ikke minst fordi vi ikke har inkludert informasjon om ressurstilgang i analysemodellen. Omtrent samtidig med innføringen av bonusordningen fikk også etaten tilført økte ressurser og det er sannsynlig at dette har bidratt positivt til produksjonen. Samtidig finner vi at saksbehandlingstiden går forholdsvis raskt ned etter innføringen av bonusordningen (dvs. andelen saker behandlet innen 14 dager). Det er derfor rimelig å anta at bonusordningen i det minste har bidratt til at reduksjonen i saksbehandlingstiden har gått raskere enn den ellers ville gjort. Det er ellers verd å nevne at flere fylker allerede forut for at stykkprisordningen ble innført, hadde oppnådd like gode resultater som etaten samlet sett oppnådde etter innføringen av bonusordningen. For disse fylkene betydde derfor bonusordningen lite. Dette kan bety at den økte ressurstilgangen allerede hadde gitt positive effekter, at bonusordningen kom i gang for sent eller at den var overflødig for de aktuelle fylkene.

I den andre analysen av bonusordningen har formålet vært å undersøke hvorvidt den har påvirket brukertilfredsheten. Resultatene her gir heller ingen entydige resultater. Riktignok finner vi en forholdsvis klar sammenheng mellom saksbehandlingstid og brukertilfredsheten blant de ordinære ledige. Men samtidig er det ikke slik at reduksjonen i saksbehandlingstiden i første halvår av 2003 etterfølges av en økt brukertilfredshet andre halvår. Forklaringen på dette kan imidlertid være at det er andre forhold som påvirke brukertilfredsheten siste halvår 2003. Koblingen mellom innføringen av bonusordningen, den påfølgende nedgangen i saksbehandlingstiden og brukertilfredsheten er derfor noe uklar.

I analysen av stykkprisordningen for avklaring av yrkeshemmede har vi sett på to typer effekter. Den ene er forventede effekter i form av flere avklaringer og/eller kortere saksbehandlingstid. Den andre er utilsiktede vridningseffekter i form av økt ventetid på tiltak, færre avganger og flere gjenopptakelsesaker. Det er nokså klart at stykkprisordningen etter en tid har hatt en positiv effekt på antall avklaringer, mens avklaringstiden går ned utover i forsøksperioden. Vi finner ingen klare vridningseffekter målt ved nedgang i antall avganger, men vi finner tendenser til vridningseffekter ved at ventetiden på tiltak øker i forsøksperioden.

Fra teorien er det rimelig å forvente en relativ vridning fra oppfølgings-til avklaringsarbeid, men siden fylkene har muligheter for å få tilført friske res-

ressurser er det vanskelig å identifisere en vridningseffekt statistisk. Derimot finner vi at den absolutte effekten på oppfølgingsarbeidet er positiv siden avgangen er høyere i forsøksperioden. Det ser også ut til at friske ressurser til en viss grad er brukt til å øke den interne slakken, siden saksbehandlingstid for avklaringer og ventetid på tiltak er noe lenger i forsøksperioden. Men som vi var inne på innledningsvis: Hva består egentlig den interne slakken av? Er det bare sløsing med ressurser eller kan det skjule seg andre og mer plausible forklaringer på denne observasjonen?

Vår hovedforklaring på at saksbehandlings- og ventetid har blitt lenger i forsøksperioden er at kapasiteten i avklarings- og oppfølgingsarbeidet er utvidet som følge av stykkprisforsøket, og man må beregne en viss tid før de nytilførte ressursene jobber like effektivt som den eksisterende kapasiteten. Det bidrar til at avklaringstiden og venting på tiltak øker – i hvert fall for en periode. Saksbehandlingstid for avklaringer er lavere i forhold til sammenlikningsperioden, jo seinere vi setter skillet mellom sammenliknings- og forsøksperiode. Etter en omstillingsperiode kan det derfor se ut som de nytilførte ressursene jobber like effektivt som resten av kapasiteten. Gitt at dette er forklaringen, kan vi heller ikke snakke om økt slakk. Det er snarere snakk omstillings- og opplæringskostnader, som i en overgangsperiode innebærer dårligere produktivitet.

Vi finner imidlertid ingen nedgang i ventetid på tiltak utover i forsøksperioden. Dette kan tolkes som at det har blitt dyrere (koster mer i form av tapte inntekter) å være ineffektiv i avklaringsarbeidet som følge av stykkprisordningen. Mindre ineffektiv jobbing i avklaringsarbeidet, fører til at saksbehandlingstiden går ned for denne aktiviteten utover i forsøksperioden. I oppfølgingsarbeidet er det derimot ingen ordninger som gjør det dyrere og være ineffektiv – det blir snarere relativt sett billigere. Man har derfor ikke samme sterke incentiver til å redusere ventetiden på tiltak. Gitt at det er en viss ineffektivitet eller slakk i organisasjonen, kan man si at stykkprisordningen bidrar til vridningseffekter som fører til at slakken i vris fra avklarings- til oppfølgingsarbeidet.

Vi finner ingen entydig økning i antall gjenopptakelsessaker i forsøksperioden, noe som kan tyde på at innføringen av stykkprisordningen ikke har gått ut over kvaliteten på avklaringene. Også her skal vi imidlertid ta forbehold om at antall gjenopptakelsessaker, slik vi måler det, er et fornuftig mål på kvaliteten i avklaringene.

I den andre analysen av stykkprisordningen har vi undersøkt om ordningen kan ha påvirket brukertilfredsheten til de yrkeshemmede. Det er ikke urimelig å anta at det er avklaringen eller § 11-6 vedtaket som i størst grad påvirker brukertilfredsheten, siden det er knyttet økonomiske ytelser til dette vedtaket. Det at flere avklares i forhold til om man vil få en ytelse eller ikke, og at varigheten på avklaringene går ned generelt sett i perioden, betyr sannsynligvis mer

for brukertilfredsheten enn det at ventetiden på tiltak øker. Det er derfor rimelig å anta at stykkprisordningen også har påvirket brukertilfredsheten i positiv retning. Resultatene fra analysen bekrefter langt på vei dette. Brukertilfredsheten blant yrkeshemmede hadde en klar positiv utvikling fra høsten 2003, dvs. i etterkant av at stykkprisordningen ble innført. Denne positive utviklingen kan samtidig delvis forklares av at flere fikk en raskere avklaring i løpet av perioden. Vi kan derfor antyde at resultatene av stykkprisordningen har hatt en positiv betydning for brukertilfredsheten til de yrkeshemmede.

Formålet med de interne incentivbaserte finansieringsformene har delvis vært å prioritere enkelte deler av produksjonen i Aetat og delvis vært å effektivisere den. Som vi har vist i analysen finner vi at ordningene har gitt resultater. Samtidig viser det seg at de oppnådde resultatene har gått ut over andre deler av produksjonen. Når det gjelder stykkprisordningen, kan vi derfor konkludere med at ordningen har bidratt til å effektivisere avklaringsarbeidet, mens effektiviteten er noe svekket i oppfølgingsarbeidet. Dette bekrefter også antydningene fra den første evalueringsrapporten om at fokus på avklaringer lett kunne gå ut over oppfølgingen. Når det gjelder bonusordningen, har vi ikke data som kan belyse den samme problemstillingen. Det er likevel grunn til å tro at vi ikke finner like store omprioriteringseffekter her. Dette har sammenheng med at de som jobber med dagpenger ikke sitter med andre oppgaver som like lett kan forskyves eller nedprioriteres.

En samlet vurdering av bonus- og stykkprisordningen vil være at de nok var på sin plass i kjølvannet av den spesielle situasjonen man hadde i 2002. Ordningene har sannsynligvis virket positivt i forhold til å prioritere to kjerneoppgaver i Aetat. Selv om det er vanskelig å isolere effekten av disse ordningene fra effekten av andre faktorer som spiller inn, tyder mye på at de bidro til at Aetat kom raskere ut av den vanskelige situasjonen i etaten i 2002. Dette var et nasjonalt problem og det kan derfor hevdes at løsningen også måtte være nasjonal. I dag er situasjonen åpenbart annerledes og det er ikke sikkert at det er like stort behov for å prioritere dagpenger og avklaring på samme måte som det var i 2002 og 2003. Det kan derfor være grunn til å vurdere om det i dag er behov for slike ordninger på nasjonalt nivå. Alternativt kan det tenkes at det er mer hensiktsmessig å desentralisere slike styringsinstrumenter slik at de blir mer treffsikre i forhold til lokale behov.

Slike ordninger kan likevel ha sin berettigelse på nasjonalt nivå. Dette må imidlertid ses i sammenheng med de mange styringssignaler som sendes fra sentralt hold, og med varierende effekt. Satt på spissen vil den enkelte saksbehandler oppleve signalene slik at man skal prioritere alt og dermed ingenting. Et styringssignal, som det samtidig er knyttet ressurser til, vil gi betydelig sterkere signaler om hva som skal prioriteres. Det vil også kunne disiplinere departe-

mentet/direktoratet til å prioritere strengere mellom ulike oppgaver og satsingsområder.

De eksterne ordningene

Som for de interne ordningene er evalueringen basert på brukerundersøkelser og effektanalyser.

Resultatene fra brukerundersøkelsen viser at rekrutteringsfasen åpenbart har vært svært ulik for de tre tiltakene. På den ene siden finner vi KAT-tiltaket der deltakelse har vært frivillig og der deltakerne i stor grad har vært motivert for deltakelse ut fra ønske om å finne arbeid. På den andre siden har vi VALS-tiltaket som hvor deltakeren i større grad har opplevd å bli presset ut i tiltaket. Mellom disse to ytterpunktene finner vi deltakerne i jobbklubbene som dels har deltatt frivillig og dels har opplevd å bli presset ut i tiltaket.

Når det gjelder det faglige innholdet, er det lite som skiller de tre tiltakene. Alle tre legger i følge brukerne, vekt på trening i å skrive jobbsøknad og CV, intervjuteknikk og hjelp til å finne ledige stillinger. Det legges noe mindre vekt på direkte formidling til aktuelle arbeidsgivere. Det er samtidig forholdsvis store forskjeller mellom de tre tiltakene. Generelt ser det ut til at jobbklubbene spiller på et bredere spekter av aktiviteter enn de to øvrige tiltakene. Dette fremkommer ved at deltakerne i jobbklubbene i større grad enn deltakerne i de øvrige tiltakene, svarer at arrangøren la stor eller noe vekt på de ulike aktivitetene. Ellers synes tilbudet i VALS og KAT å være forholdsvis likt, bortsett fra at KAT deltakerne i mindre grad enn VALS deltakerne opplever at arrangørene legger vekt på personlighetstesting/profilkartlegging og motivasjonstrening.

Et gjennomgående inntrykk fra brukerundersøkelsen er at deltakerne i de tre tiltakene er godt fornøyd med tilbudet. Sammenlignet med brukertilfredsheten til tiltaksdeltakere for øvrig i Aetat, viser det seg at deltakerne i de tre tiltakene er klart mer fornøyd med det tilbudet de har fått. Ellers viser resultatene at det er deltakerne i jobbklubbene som er mest fornøyd med tiltaket og deltakerne i KAT er minst fornøyd. Deltakerne i VALS-prosjektet befinner seg mellom disse ytterpunktene. En forklaring på at KAT-deltakerne er minst fornøyd, kan være at de på forhånd hadde størst forventinger til tiltaket. Sammenlignet med deltakerne i de to øvrige tiltakene, var KAT-deltakerne i utgangspunktet klart mer motivert ute fra egeninteresse i å delta, noe som også kan bety at de også hadde større forventinger. Samtidig viser undersøkelsen også at deltakeren i KAT er spesielt lite fornøyd med tiltaksarrangørens kunnskaper om arbeidsmarkedet og deres pedagogiske evner. Ellers viser resultatene at både KAT- og VALS-deltakerne var mindre fornøyd med lokaler og utstyr enn deltakerne i jobbklubbene.

I brukerundersøkelsen har vi også forsøkt å avdekke tendenser til parkering. Her tyder resultatene på at dette opptrer i noen grad blant deltakerne i KAT-tiltaket, men i liten grad i VALS og jobbklubb. Vi kan imidlertid ikke konkludere med at dette nødvendigvis er en aktiv parkering fra arrangørens side. Det kan vel så mye være at deltakerne parkerer seg selv eller at det er en kombinasjon av begge deler. Forklaringen på at det tilsynelatende oppstår mer parkering i KAT sammenlignet med de to øvrige tiltakene, er sannsynligvis en kombinasjon av at det er et langvarig tiltak og at deltakerne er en forholdsvis heterogen gruppe.

I den siste delen av brukerundersøkelsen har vi sett nærmere på to resultatindikatorer: jobbsøking og formidling til jobb. Når det gjelder jobbsøking, er det deltakerne i KAT-tiltaket som har vært klart mest aktive, mens VALS-deltakerne har vært minst aktive. Det samme mønstret avtegner seg også når vi ser på andelen som er kommet i jobb. Mens KAT-deltakerne i størst grad har kommet ut i fast heltidsarbeid, har VALS-deltakerne i større grad fått midlertidig eller fast deltidsarbeid. Sammenlignet med KAT-deltakerne har deltakerne i jobbklubbene også hatt dårligere jobbsuksess, men bedre enn VALS-deltakerne. På spørsmål om hvilken betydning tiltaket hadde hatt for deltakernes jobbsuksess, viser det seg også at KAT-deltakerne tillegger tiltaket størst betydning, mens VALS-deltakerne tillegger det minst betydning. Et tilsvarende spørsmål blant de som ikke hadde fått jobb, viser derimot at KAT deltakerne tillegger tiltaket minst betydning og jobbklubb deltakerne tillegger tiltaket mest betydning. Dette kan være en indikasjon på at de KAT-deltakerne som ikke har kommet i jobb, har vært utsatt for en viss grad av parkering.

Datagrunnlaget og designet i effektevalueringen av de tre ordningen er noe forskjellig. Når det gjelder jobbklubb med bonus, er sammenligningsgrunnlaget jobbklubber uten bonus. Sammenligningsgrunnlaget for VALS-deltakerne er ventelønnsuttakere som ikke har deltatt i VALS. I effektevalueringen av KAT-tiltaket har vi tatt utgangspunkt i en sammenligningsgruppe bestående av både yrkeshemmede og langtidsledige. Utvalgene som benyttes i analysene av VALS og jobbklubb med bonus består videre kun av personer som har levert sluttmeldekort til Aetat. Det betyr at utvalget består av personer som er inaktive fra Aetat (sluttet å melde seg). I analysene har vi benyttet informasjon fra sluttmeldekortet som suksesskriterium. For KAT-utvalget er også personer som ikke har mottatt sluttmeldekort innen 3 måneder etter avsluttet tiltakskjede tatt med. De får i så fall negativt jobbutfall.

En sammenligning av sluttmeldekortene for deltakere i jobbklubb med bonus og deltakere i andre jobbklubber viser at det er en noe større andel i heltidsjobb blant deltakere i jobbklubb med bonus. Det er ellers små forskjeller i bakgrunnskjennetegn som utdanning, yrkesbakgrunn, nasjonalitet og arbeidssø-

kerhistorie mellom de to gruppene. I analysen har vi likevel kontrollert for slike forskjeller. Vi finner imidlertid ingen positive sysselsettingseffekter for deltakerne i jobbklubb med bonus. Vi kan med andre ord ikke konkludere med at forsøket med jobbklubb med bonus har hatt den ønskede effekten på jobsannsynligheten. Vi registrerer imidlertid at det er en positiv effekt, men at denne effekten ikke er signifikant.

Vi finner også at det er en større andel VALS-deltakere enn ventelønnsdeltakere som oppgir på sluttmeldekortet at de er i jobb. Mens andelen VALS-deltakere i heltidsjobb er på 28 % er andelen ventelønnsdeltakere i heltidsjobb 22 %. Blant de med deltidsjobb er forskjellene mindre (2 prosentpoeng). For øvrig finner vi også at det er en forholdsvis stor andel ventelønnsdeltakere i sammenligningsgruppen som har gått over på uføretrygd, noe som kan tyde på at rekrutteringen til VALS har fungert som en avklaring for mange av ventelønnsdeltakerne. Sammenlignet med andre ventelønnsdeltakere har VALS deltakerne på sin side en større overgang til utdanning og ordinære ledighet. For øvrig viser det seg at VALS deltakerne skiller seg noe fra andre ventelønnsdeltakere når vi sammenligner dem i forhold til ulike bakgrunnskjennetegn. Bl.a. finner vi at VALS-deltakerne er noe yngre, har lengre utdanning og har noe lengre ventelønns historie. Til tross for at det er en større andel VALS-deltakere som oppgir på sluttmeldekortet at de er i jobb, viser resultatene fra analysen, når vi kontrollerer for bakgrunnskjennetegn, ikke noe positiv signifikant effekt. Vi finner riktignok at jobsannsynligheten er positiv, men ikke signifikant. Vi kan dermed ikke påvise noen effekt av ordningen.

Effektanalysen av KAT er bygd opp noe annerledes enn de to øvrige tiltakene. Med tanke på å lage en mest mulig relevant sammenligningsgruppe, har vi her bygd opp kjeder av tiltak der KAT inngår som minst ett av dem. Vi benytter tre slike kjeder hhv. KAT som enkeltstående tiltak, AMO-KAT og Skole-KAT. Det bygges videre opp tilsvarende kjeder, men der jobbklubb er byttet ut med KAT som sammenligningsgrunnlag for å estimere rene jobbeffekter (effektanalyse). Med utgangspunkt i det samme datagrunnlaget og designet har vi også gjennomført nytte-kostnadsanalyser (kostnadseffektivitet) for KAT-tiltaket.

Resultatene av analysen viser at KAT-tiltaket gir meget gode jobbeffekter – i noen tilfeller vesentlig bedre enn tilsvarende kjede med jobbklubb. Evaluert for 4 ukers varighet på KAT, gir det for eksempel en jobsannsynlighet på 26 %, mens tilsvarende jobsannsynlighet for jobbklubb bare er 7 %. Jobsannsynligheten for KAT avtar imidlertid desto lengre man hoppholder seg på KAT. Den negative varighetseffekten av KAT kan tyde på at det forekommer prioritering av de KAT-deltakerne som befinner seg relativt nært arbeidsmarkedet, mens de som befinner seg lenger unna i større grad parkeres.

Til tross for vesentlig høyere jobbsannsynlighet ved deltakelse på KAT, kommer ikke KAT bedre ut enn jobbklubbene når kostnadene trekkes inn i evaluering i form av en nytte-kostnadsanalyse. Det er bare i tilfelle med ½ års varighet i arbeid og kun med 4 ukers deltakelse på KAT, at vi finner at både KAT som enkeltstående tiltak og Skole-KAT gir høyere nytte-kostnadsbrøk enn tilsvarende jobbklubbkjeder. For lengre arbeidsforhold (1 og 2 år) og ved lenger varighet på KAT, er det bare Skole-KAT som rangeres foran tilsvarende jobbklubbkjede – men ikke for lenger enn 12 ukers varighet på KAT. På den ene siden kan vi dermed konkludere med at jobbsannsynligheten av KAT er klart positive, men at kostnadene totalt sett overstiger den nytten vi finner av tiltaket. Samtidig må vi også ta med i betraktningen at det åpenbart også foregår en partering av enkelte deltakere i dette tiltaket.

Når det gjelder KAT-tiltaket, må vi ta visse forbehold med tanke på at det kan være en positiv seleksjon til dette tiltaket, som vi ikke klarer å fange opp i våre analysemodeller. Resultatene i brukerundersøkelsen som bl.a. viser at KAT-deltakerne er mer motiverte enn deltakerne i jobbklubber, kan tyde på dette. Med andre ord betyr dette at vi risikerer å overvurdere effekten av KAT.

Analyse av matchingeffektiviteten

Vi finner ikke klare effekter av forsøkene ved analyser av en ”gjennomsnittlig” Beveridgekurve for 80 regionale arbeidsmarkeder i Norge. For de interne forsøkene vedkommende, kan det dels skyldes at de ikke har gitt effekter på arbeidsmarkedsnivå i hvert fall ikke så langt, jf. diskusjon kapittel 3. Dels kan det skyldes at det er så mye støy i tidsdimensjonen, at det er vanskelig å identifisere effekter av ulike faktorer som antas å påvirke beliggenheten til Beveridgekurven.

For de eksterne forsøkene vedkommende tror vi at omfanget av forsøkene er for lite til at vi på aggregerte regionale arbeidsmarkedsnivåer er i stand til å identifisere forsøkseffekter. Vi vet fra de mikrobaserte effektanalysene at verken jobbklubb med bonusordning eller VALS gir tydelige effekter på jobbsannsynligheten i forhold til respektive sammenlikningsgrupper. Da er det også liten grunn til å tro at vi vil finne igjen effekter i denne type analyser. Mikroanalysene av KAT viser imidlertid gode jobbeffekter for de som har deltatt på KAT sammenliknet med de som har deltatt på jobbklubber. Vi finner også positiv effekt av KAT i denne analysen (bedre matchingeffektivitet), men effekten er ikke signifikant på et rimelig nivå for testen.

Til tross for at analysene ikke kan påvise forsøkseffekter, viser vi i dette kapitlet at analyser av matchingeffektivitet i arbeidsmarkedet, for eksempel ved estimering av Beveridgekurver, kan være et nyttig redskap for evaluering og overvåking av effekten av arbeidet i Aetat på et regionalt/nasjonalt nivå.

Siden et av hovedmålene med Aetats virksomhet er å redusere arbeidsledigheten ved å korte ned arbeidssøkerperioder, er nettopp Beveridgekurven et verktøy som måler i hvilke grad en lykkes i dette arbeidet. Større endringer i arbeidsmarkedspolitikken kan i prinsippet identifiseres ved skift i Beveridgekurven. Er for eksempel skiftet som følge av politikkendringen negativt i matematisk forstand, betyr det raskere gjennomstrømming av arbeidssøkere – hvilket innebærer lavere arbeidsledighet for gitt vakansenivå. Med andre ord har vi en metode som på arbeidsmarkedsnivå kan vurdere hvorvidt politikkendringen er vellykket eller ikke. For at også yrkeshemmede og ordinære tiltaksdeltakere skal fanges opp i slike evalueringer, er det viktig at også disse arbeidssøkerne tas med i den definisjonen av arbeidsledighet som benyttes i analysene.

Våre analyser tyder på at det er fullt mulig å identifisere Beveridgekurven empirisk på bakgrunn av data fra Arbeidsdirektoratet. Vi finner bl.a. klare effekter på sammensetningen av arbeidssøkere for matchingeffektiviteten i arbeidsmarkedet. For eksempel finner vi at økt andel langtidsledige av de helt ledige og de ordinære tiltaksdeltakerne, for gitt vakansenivå, øker nivået på arbeidsledigheten. Vi finner også at jo større andel av de yrkeshemmede som befinner seg i vente- og utredningsfaser, desto høyere arbeidsledighet for gitt vakansenivå.

1 INNLEDNING

1.1 Bakgrunn og målsettinger

I forbindelse med revidert nasjonalbudsjett for 2002 ba Arbeids- og administrasjonsdepartementet Aetat om å prøve ut ulike former for resultat- og aktivitetsbaserte finansieringsformer. I løpet av perioden 2002 til 2003 innførte Aetat seks ulike forsøksordninger med nye finansieringsformer av ulike deler av virksomheten. Vi kan her skille mellom tre etatsinterne finansieringsordninger og tre ordninger som er knyttet til finansiering av eksterne tiltaksleverandører. De interne ordningene retter seg mot behandlingen av dagpenger (bonus for rask behandling av dagpengesøknader), avklaring av yrkeshemmede (stykkpris for avklaring av yrkeshemmede) og mot formidling av yrkeshemmede til arbeid (bonus for effektiv tiltaksbruk). De eksterne ordningene omfatter resultatbasert finansiering av ekstern formidlingsbistand overfor ventelønnsinntakere (bonus for formidling av arbeidssøkere med ventelønn - VALS) og yrkeshemmede/langtidsledige (Kjøp av formidlingsrettede arbeidssøkertjenester - KAT), samt resultatbasert finansiering av jobbklubber (jobbklubb med bonusordning – JmB).

De to førstnevnte interne ordningene – bonusordningen for dagpenger og stykkpris for avklaring av yrkeshemmede – retter seg inn mot den interne produksjonen i Aetat, mens den sistnevnte – bonus for effektiv tiltaksbruk – er mer resultatbasert i betydning av at den knyttes opp mot antall formidlinger av yrkeshemmede til arbeid eller egenfinansiert utdanning. I tillegg til å skille mellom interne og eksterne ordninger, kan vi derfor skille mellom aktivitetsbaserte og resultatbasert finansieringsordninger.

Tabell 1.1. Klassifisering av forsøksordningene.

	<i>Interne</i>	<i>Eksterne</i>
<i>Aktivitetsbasert</i>	Stykkpris for avklaring av yrkeshemmede Bonus for rask behandling av dagpengesøknader	
<i>Resultatbasert</i>	Bonus for effektiv utnyttelse av tiltaksmidler (overgang til jobb eller egenfinansiert utdanning)	Bonus for formidling av arbeidssøkere med ventelønn (VALS) Jobbklubb med bonusordning Kjøp av arbeidssøkerrettede formidlingstjenester (KAT)

I Tabell 1.1. har vi plassert de ulike ordningene etter de to dimensjonene. Vi kan skille mellom aktivitetsbaserte og resultatbaserte interne ordninger på den ene siden og resultatbaserte eksterne ordninger på den andre. Selv om de sistnevnte ordningene kan ha elementer av aktivitetsbasert finansiering i seg (en aktivitetsbasert grunnpris), er bonusfinansieringen først og fremst knyttet til oppnådde resultater ved formidling til ordinært arbeid. Dette skiller disse finansieringsordningene fra hvordan Aetat tradisjonelt har betalt for eksterne tjenester. Tradisjonelt har eksterne tilbydere kun hatt en aktivitetsbasert finansiering, enten i form av et på forhånd avtalt rammetilskudd eller i form av refusjon i forhold til faktiske utgifter (dvs. boksen øverst til høyre i figur tabell 1.1).

De overordnede målsettingene med alle forsøkene er:

- a) mer tilfredse brukere,
- b) mer effektiv ressursbruk,
- c) måloppnåelsen på prioriterte områder skal styrkes, herunder flere arbeidssøkere ut i jobb og
- d) å legge til rette for større mangfold av tilbydere og tiltak, samt øke graden av brukernes valgfrihet.

Det forutsettes videre at ordningene:

- a) ikke skal bidra til uønskede vridninger i produksjonen,
- b) at Aetats bestillerkompetanse bedres,
- c) at ordningene skal være enkle å administrere (både for Aetat og samarbeidspartnere) og
- d) at forsøkene skal gjennomføres slik at den samlede økonomistyringen er håndterbar.

Alle problemstillingene og forutsetningene vil hovedsakelig være relevante for alle de tre ordningene bortsett fra på ett eller to punkter. Forutsetningen om bestillerkompetanse i Aetat vil utelukkende være knyttet til de eksterne ordningene. Når det gjelder målet om å legge til rette for et større mangfold av tiltak og tilbydere for å øke brukernes valgmuligheter, er dette et mål som normalt knyttes til de eksterne ordningene. Men dette målet kan i vel så stor grad være relevant for de interne ordningene. Det er ikke urimelig å forvente at de interne ordningene kan stimulere til innovativ utvikling av bl.a. eksisterende tiltak i Aetat.

1.2 Beskrivelse av ordningene

De tre interne ordningene skiller seg fra hverandre på minst to måter. For det første kan vi skille dem etter hva som utløser ressurser (bonus/stykkpris): resultat- eller produksjonsmål. Dernest, for de to ordningene som baserer seg på produksjonsmål, kan vi skille mellom stykkpris som har til hensikt å fullfinansiere produksjonen og en bonusordning som bare finansierer deler av produksjonen. Det geografiske nedslagsfeltet varierer også. Mens stykkprisordningen og bonusordningen for rask behandling av dagpengesøknader omfatter hele landet, omfatter bonusordningen for effektiv tiltaksbruk kun tre fylker. Felles for de tre interne ordningene er at opptjent finansiering utbetales til fylkesnivået i Aetat. Hvordan midlene fordeles innenfor det enkelte fylket blir bestemt lokalt.

Når det gjelder de eksterne ordningene retter de seg mot ulike grupper og har ulike geografiske nedslagsfelt. VALS er et tiltak rettet spesielt inn mot ventelønnsinntakere, mens jobbklubb og KAT retter seg mot både langtidsledige og yrkeshemmede. VALS-prosjektet omfatter alle fylker bortsett fra Finnmark, Jobbklubb med bonus omfatter 9 fylker og KAT tre fylker. De eksterne ordningene skiller seg videre fra hverandre ved at KAT og VALS begge legger et helhetlig ansvar på leverandørene i ett år for formidling av henholdsvis yrkeshemmede, langtidsledige og ventelønnsinntakere til ordinært arbeid. Målet om jobb er det samme for jobbklubber, men her er produktet i større grad definert i form av spesifikke aktiviteter, der leverandørens ansvar opphører når aktivitetene er gjennomført. Nedenfor har vi kort presentert hvordan de ulike ordningene er utformet.

Stykkpris for avklaring av yrkeshemmede

Stykkprisordningen for avklaring av yrkeshemmede ble iverksatt i august 2002 og er planlagt å vare ut 2005. Ordningen omfatter hele landet. Formålet er å oppnå økt antall avklaringer av yrkeshemmede, samt å korte ned ventetiden for den enkelte slik at flere yrkeshemmede raskere kan komme i gang med yrkesrettet kvalifisering.

Stykkprisen for avklaring av en yrkeshemmet er satt til 4850 kroner og skal i prinsippet dekke hele kostnaden ved en avklaring. Av hensyn til at fylkene skal kunne planlegge aktiviteten i forhold til avklaringer foretas ved årets begynnelse en foreløpig tildeling av midler som er basert på et måltall. Måltallet fastsettes av Arbeidsdirektoratet i samarbeid med fylkene. Det blir videre foretatt kvartalsvise avregninger. Oppnås høyere produksjon enn de fastsatte måltallene, blir det utløst ekstra midler ut over det på forhånd fastsatte måltallet. Oppnås det færre avklaringer enn måltallet, blir midlene inndratt.

Stykkprisen utbetales til Aetat fylke. Det innebærer at det er fylkesnivået som har et helhetlig ansvar for at de ulike lokalkontorene i fylket, både i forhold til oppnådd produksjon og fordeling av ressurser. Det betyr at det er fylkesnivået som avgjør om ekstra inntekter eller inndragning av midler skal tilfalle det enkelte lokalkontor.

Avklaring blir i følge konkurransegrunnlaget for evalueringen, definert som den prosessen som leder frem til enighet om videre bistandsbehov eller planlagt service. Konkret vil det kunne innebære en godkjent handlingsplan, tilbakeføring til trygdeetaten og uføretrygd, overgang til varig skjermet sysselsetting, formidling og lignende. For å utløse stykkpris er hovedkriteriet at det skal registreres et vedtak på godkjent handlingsplan eller et avslagsvedtak etter folketrygdlovens § 11-6.

Bonus for rask behandling av dagpenger

Bonusordningen for rask behandling av dagpenger ble iverksatt i mars 2003 og har en planlagt varighet ut 2005. Ordningen omfatter hele landet. Formålet med ordningen er å korte ned tiden fra arbeidssøkeren fremmer søknad om dagpenger til det fattes et vedtak. Bonusen utgjør her bare en liten del av gjennomsnittskostnadene ved behandling av en dagpengesak.

Denne ordningen baserer seg på et bonussystem for dagpengesøknader som behandles innen 14 dager. For saker som ikke er behandlet innen 28 dager, beregnes et fratrukk av tilsvarende størrelsesorden som bonusen. Bonusen og fratrukket er på henholdsvis 150 kroner for nye saker og 50 kroner for gjenopp-takelsessaker. Saksbehandlingstiden regnes her ut fra tidspunktet en komplett dagpengesøknad er levert Aetat lokal (mottatt dato), til vedtak er fattet i saken.

På samme måte som for stykkprisordningen, er det fylkesnivået som mottar bonus, og det er ikke noe automatikk i at bonusen tilfaller det kontoret som har stått for ”inntjeningen”.

Bonus for effektiv utnyttelse av tiltaksmidler

Denne ordningen ble iverksatt i september 2003 og skal etter planen også vare ut 2005. Formålet er å prøve ut incentiver for mer effektiv tiltaksbruk. Modellen baserer seg på at det utløses bonus når en større andel yrkeshemmede avslutter attføringsløpet med å gå til jobb eller egenfinansiert utdanning, gitt at tiltaksvarigheten opprettholdes på samme nivå. Bonus kan også utløses uten at flere kommer i jobb eller i egenfinansiert utdanning, ved å redusere den gjennomsnittlige varigheten på tiltak.

Målgruppen for ordningen er yrkeshemmede, men ikke yrkeshemmede i varig tilrettelagt arbeid. Ordningen er innført i tre fylker: Hordaland, Nord-Trøndelag og Nordland. Bakgrunnen for dette var at disse tre fylkene i 2002

hadde en forholdsvis lav andel yrkeshemmede som gikk ut i jobb eller egenfinansiert utdanning.

Som nevnt beregnes bonusen i forhold til andelen tiltaksdeltakere som kommer i jobb eller egenfinansiert utdanning. Ordningen er med andre ord ikke rettet mot produksjonsstørrelser slik de to øvrige interne ordningene er, men mot det overordnede målet om å få flere i jobb. Mer konkret utmåles ordningen i forhold til følgende formel:

$$Sm = (A/T - I) * C * B \quad (1.1)$$

der

A: Antall yrkeshemmede med avgang til jobb eller egenfinansiert utdanning

T: Gj.snittlig antall personer på tiltak

C: Antall yrkeshemmede i avgang

B: bonusnivå fastsatt av Arbeidsdirektoratet (fast størrelse på 10 000)

I: Innslagspunkt. (Laveste terskel for når bonus blir utløst. Dette er satt til 0,25).

Sm: Sum bonus for fylke

Det ligger med andre ord både incentiver til å få folk i jobb/utdanning og det å få folk ut av systemet. Dette kan illustreres i form av et tenkt eksempel. Utgangspunktet er et tenkt fylke med et gjennomsnitt på 4000 på tiltak (*T*), 2000 totalt i avgang (*C*) og 1100 i jobb/utdanning (*A*). Med et innslagspunkt på 0,25 gir dette en bonus på 500 000 kroner. Dersom fylket øker avgangen med 100 personer, uten at noen av dem går ut i jobb, øker bonusen til 525 000. Dersom halvparten av disse går ut i jobb, øker bonusen til 787 500 kroner. Dersom alle går ut i jobb, øker bonusen til 1 050 000 kroner. Med andre ord er gevinsten i å formidle til andre tilstander enn jobb, langt mindre enn å formidle yrkeshemmede til jobb.

KAT

Bakgrunnen for dette forsøket er at Stortinget ba Regjeringen etablere en ordning med konkurranse om arbeidsformidling av personer som krever ekstra tilrettelegging (dokument nr 8:14 (2000-2001)). Forsøket ble startet opp høsten 2002 og vil vare ut 2005. Forsøket omfatter fylkene Buskerud, Vest-Agder og Hordaland. I tillegg deltar Hedmark, men her er målgruppen avgrenset til arbeidssøkere over 50 år.

Formålet med KAT er å få flere langtidsledige og yrkeshemmede ut i jobb gjennom å kjøpe formidlingsrettede tjenester i det private markedet. Gjennom konkurranse mellom ulike tilbydere forventes det at arbeidssøkerne får et

bredere og bedre tilbud fra et større mangfold av tilbydere. For å nå målet om flere i jobb, har prosjektet to delmål:

- Bedre kvalitet og/eller større bredde på tjenestetilbudet til brukerne
- Resultatmålene bør kunne settes høyere og/eller prisen settes lavere, enn om de offentlige hadde gjennomført tjenester av tilsvarende kvalitet.

Ordningen er utformet slik at en arbeidssøker som befinner seg i målgruppen og har behov for formidlingsbistand, kan velge mellom ulike tilbydere (som Aetat har godkjent) og Aetats eget tilbud. Dersom en arbeidssøker velger en ekstern tilbyder, skal Aetat likevel godkjenne en individuell jobbplan som utarbeides sammen av tilbyder og arbeidssøker.

Betaling til leverandøren skal bestå av en avtalt totalpris per deltaker som ansettes i en fast stilling. Denne totalprisen deles opp i tre delutbetalinger: Ved oppstart utbetales 20 % av det avtalte beløpet. Når det skrives arbeidskontrakt om en ordinær jobb, utbetales et beløp tilsvarende inntil 40 % av den totale rammen (mot kopi av arbeidsavtale). Restbeløpet utbetales etter at deltakerne har bestått prøvetiden i et arbeidsforhold (mot kopi av arbeidsavtale om fast arbeid) (20–40–40).

Jobbklubb med bonus (JmB)

Denne ordningen startet opp i mai 2003 og fra høsten 2003 omfattet ordningen 9 fylkeskontordistrikt. Dette er Østfold, Oslo/Akershus, Hedmark, Oppland, Vestfold, Telemark, Nord-Trøndelag, Nordland og Troms. Dette forsøket ble avsluttet første halvår 2004, dvs. at det ikke ble utlyst nye jobbklubber med bonus fra høsten 2004.

Formålet med jobbklubb med bonus er å få flere arbeidssøkere i jobb etter deltakelse i jobbklubb, herunder undersøke hvorvidt formidlingen til jobb øker som følge av at deler av betalingen til jobbklubbleverandører er resultatbasert. Det som skiller ordningen fra ordinære jobbklubber er med andre ord den resultatbaserte finansieringsformen. Forventningen her er at arrangørene skal gjennomføre bedre opplegg når betalingen for tjenestene gjøres resultatavhengig. Arrangørene får en grunnpris per planlagt kursdeltaker og en bonus per kursdeltaker som skaffer seg jobb i løpet av 3 måneder etter avsluttet jobbklubb. Laveste bonus er 3000 for personer som skaffer seg jobb med 3-6 måneders varighet og 4000 for personer som får jobb i mer enn 6 måneder.

Resultatmålene er om den enkelte jobbklubb-deltaker kommer i fast eller midlertidig arbeid med en minimum varighet på 3 måneder. Det stilles også krav om en stillingsbrøk på 50 %, og at jobbklubb-deltakeren skaffer seg jobb senest 3 måneder etter at jobbklubben er avsluttet. Rapportering foregår ved at

kursleverandør leverer en egenerklæring fra arbeidssøkeren. Denne egenerklæringen skal videre dokumenteres med kopi av en arbeidsavtale eller tilsetningsbrev. Bonusen til leverandøren skal utbetales løpende.

VALS

VALS startet opp i mars 2003 og skal vare ut 2005. Ordningen omfatter alle fylker i landet bortsett fra Finnmark. Formålet med ordningen er at flere med ventelønn kommer tilbake i ordinær jobb ved kjøp av formidlingsbistand hos eksterne leverandører. På samme måte som for de to øvrige ordningene, forventes det at konkurranse mellom ulike tjenestetilbydere vil gi et bredere og bedre tilbud til ventelønnsuttakerne. Det er også slik at eksterne leverandører får et mer helhetlig ansvar for brukerne, et ansvar som kan vare i opp til ett år.

På samme måte som for jobbklubb med bonus stilles det krav til at ventelønnsuttakeren skal komme i fast eller midlertidig arbeid i over 6 måneder, samt at stillingsbrøken er over 50 %. Også her skal leverandørene sammen med deltakerne, utarbeide en individuell handlingsplan som skal godkjennes av Aetat. Ut over dette skal leverandørene rapportere jevnlig om brukernes progresjon.

Under denne ordningen betales det en stykkpris per deltaker (grunnstøtte) ved inntak av en person i prosjektet, samt resultatavhengige bonuser etter følgende kriterier:

- Ved formidling til fast stilling utløses en bonus på 40 000 kroner, hvorav 40 % (16000) utbetales ved kontraktsinngåelse og 60 % (24 000) etter fullførte 6 måneder i arbeidsforholdet (minst 50 % stilling).
- Ved formidling til midlertidig stilling med varighet i 6 måneder eller lengre utløses en bonus på 30 000 kroner, hvorav 40 % (12 000) utbetales ved kontraktsinngåelse og 60 % (18 000) etter fullførte 6 måneder i arbeidsforholdet (minst 50 % stilling).

I tillegg omfatter også ordningen en tilretteleggerbonus på 10 000 kroner som tilfaller Aetat, dersom en henvist ventelønnsuttaker utløser en bonus etter kriteriene over.

1.3 Oppsummering av første delrapport

Den første delrapporten fra evalueringen trekker opp noen problemstillinger og hypoteser omkring virkningene av de ulike finansieringsordningene. Intensjonen med denne rapporten er å studere hvordan de ulike ordningene ble implementert og hvordan ansatte i Aetat og eksterne leverandører opplevde ordningene.

ne. Det empiriske grunnlaget bygger primært på kvalitative intervjuer med ledere og saksbehandlere i Aetat samt representanter for tiltaksleverandørene (KAT, VALS og JmB). I tillegg bygger rapporten på internasjonale erfaringer med bruk av incentivbaserte finansieringssystemer.

I rapporten pekes det på at implementeringen av de interne ordningene har lyktes i varierende grad. På den ene siden finner vi bonusordningen for effektiv tiltaksbruk som var viet relativt lite oppmerksomhet i de tre fylkene denne ordningen ble innført. Dette har dels sammenheng med at man i de aktuelle fylkene ikke helt forstod hvordan ordningen virket, dels at man var usikre på tallmaterialet som lå bak beregningen av bonusen og dels at bonusen opplevdes å være uoppnåelig. Et paradoks er at det til tross for at informasjonen om bonusordningen for effektiv tiltaksbruk var mangelfull, og forventningene om å utløse bonus var små, så hadde de aktuelle fylkene likevel iverksatt en rekke tiltak for å formidle flere folk i arbeid. Dette illustrerer dermed at det ikke nødvendigvis er de eksterne økonomiske incentivene som motiverer til økt innsats, men at såkalte indre incentiver kan virke vel så godt.

Sammenlignet med bonusordningen for effektiv tiltaksbruk, var implementeringen av de to øvrige ordningene mer vellykket fordi ordningene er mer forståelige, måleindikatorer er klarere og ikke minst fordi man ser muligheter for å oppnå resultater. Det viste seg også at man i en tidlig fase kunne se positive resultater i form av redusert ventetid på behandling av dagpengesøknader og raskere avklaring av yrkeshemmede. Rapporten peker imidlertid på at det ikke nødvendigvis er noen direkte kobling mellom innføring av stykkpris- og bonusordningen og de oppnådde resultatene. Dette har sammenheng med at det parallelt med innføringen av disse ordningene også pågikk annet utviklingsarbeid i etaten som åpenbart også påvirket produksjonen av dagpengevedtak og avklaring av yrkeshemmede. Spesielt synes innføringen av Arena å ha spilt en vesentlig rolle for produktiviteten i behandlingen av dagpengesøknader. Samtidig hadde arbeidskontorene også gjennomført ulike type organisatoriske grep for å øke produktiviteten. I rapporten antydes det derfor at de nye finansieringsordningene i beste fall hadde vært bidragsyttere, men ikke hovedårsaken, til de produktivetsforbedringene man så etter at ordningene ble innført.

Når det gjelder virkningen av de to ordningene, skiller den første rapporten mellom ledelsesnivået og de ansatte. Det var et klart inntrykk at ordningene opplevdes som mer betydningsfulle for lederne enn for saksbehandlerne. Dette som en følge av at de to ordningene kunne ha betydning for økonomien og personalressurser som lederne hadde ansvar for. Saksbehandlerne opplevde derimot ordningene som mindre betydningsfulle i deres hverdag og de var i større grad motivert ut fra hensynet til brukernes ve og vel. I den grad ordningene oppleves som betydningsfulle for de ansatte, var det mer som et påtrykk fra

ledelsens side enn at ordningene i seg selv oppleves som motiverende. En medvirkende årsak til at ordningene ikke opplevdes som mer motiverende, har sannsynligvis å gjøre med at ordningene i liten grad – i det minste i den første fasen – ble utformet slik at bonus og straff ble tilbakeført til den enkelte avdeling eller den enkelte saksbehandler. Her må vi imidlertid skille mellom bonusordningen som hadde mindre økonomiske konsekvenser og stykkprisordningen som kunne få større økonomiske konsekvenser for virksomheten. I den grad saksbehandlerne opplevde at ordningene kunne ha noen betydning, var inntrykket at bonusordningen ble betraktet som å kunne være en positiv påskjønnelse, mens stykkprisordningen mer ble oppfattet som å være et ”ris bak speilet” enn at det var en ordning som ga muligheter for belønning i form av økte ressurser.

Et annet inntrykk var at ordningene mer ble oppfattet som et prioriteringsverktøy enn et verktøy for å øke effektiviteten. Rapporten konkluderer i den forbindelse med at om ikke ordningene har bidratt til å effektivisere produksjonen, har de i det minste bidratt til å sette fokus på, og til en skarpere prioritering av de aktuelle arbeidsområdene. Her skiller rapporten mellom tilsiktede og utilsiktede vridningseffekter. Mens prioriteringen av dagpengesøknader og avklaring av yrkeshemmede var tilsiktet, pekte flere på faren for at det også kunne oppstå utilsiktede og uheldige vridningseffekter. Dette var mest aktuelt i forhold til stykkprisordningen der arbeidsoppgavene innbefatter både avklaring og oppfølging av de yrkeshemmede. I den sammenheng var det flere som fryktet at man kunne få en uheldig vridning av fokus på avklaringen på bekostning av oppfølgingen. Et annet forhold som ble problematisert var om de nye finansieringsordningene bidro til å prioritere kvantitet på bekostning av kvalitet. I rapporten ble det også nevnt muligheter for å manipulere systemet for å få raskere avklaringer eller raskere behandling av dagpengesøknadene. Dette viste seg i praksis å være mulig, uten at noen ga uttrykk for at dette hadde skjedd.

Et vesentlig skille mellom de tre interne finansieringsordningene er som nevnt at én er resultatbasert og to er produksjonsbasert. I den første rapporten pekes det på at mens de produksjonsorienterte ordningene har sine dysfunksjoner i betydning av at det lett kan oppstå utilsiktede vridningseffekter, har den resultatorienterte ordningen sine svakheter i at det er vanskeligere å koble den innsatsen som gjøres og det resultatet som oppnås. Det vil her være mange andre faktorer som spiller inn, ikke minst utviklingen på arbeidsmarkedet. Belønningen vil således være avhengig av andre forhold enn den innsatsen som gjøres av Aetat. Her har åpenbart de produksjonsrettede ordningene en fordel ved at det i prinsippet er langt tettere kobling mellom innsats og resultat.

Når det gjelder de eksterne finansieringsordningene, tar den første rapporten utgangspunkt i problemstillingen om hvorvidt bonusbaserte finansieringsformer bidrar til et bedre samsvar mellom prinsipalens (Aetat) mål og agentens

aktiviteter (eksterne leverandører). Den klassiske prinsipal-agent problematikken i forhold til konkurranseutsetting av slike tjenester har vært knyttet til kvalitet. Med tradisjonell ramme- eller stykkprisfinansiering har agenten hatt tendens til å være mer opptatt av kvantitet enn av kvalitet. Dette har ofte vært forsøkt løst ved å kontrollere agentens aktiviteter, enten ved å spesifisere i detalj hva agenten skal gjøre (i kravspesifikasjonen) eller føre løpende kontroller. Problemet er imidlertid at denne formen for kontroll har begrenset agentens frihet til å utforme innovative og effektive løsninger. Intensjonen med resultatbasert finansiering kan derfor forstås som et forsøk på å overgå dilemmaet mellom prinsipalens behov for kontroll og leverandørens behov for frihet. Et sentralt spørsmål i den forbindelse er om finansieringsordningene bidrar til bedre kvalitet på tjenestene og derigjennom en mer effektiv jobbformidling. Den første delrapporten ga ikke grunnlag for å trekke bastante konklusjoner i forhold til dette spørsmålet. Basert på intervjuer med sentrale personer i Aetat og blant leverandørene, ble det likevel gjort noen refleksjoner.

Et kjennetegn ved KAT-prosjektet er at rekrutteringsprosessen langt på vei baserer seg på prinsippet om fritt brukervalg og der Aetat i liten grad har forsøkt å påvirke selve rekrutteringsprosessen. Den første rapporten peker i den forbindelse på at fritt brukervalg kan bidra til at deltakerne som rekrutteres blir for heterogen i forhold til det tilbudet leverandørene har lagt opp til. En fare med dette er at det oppstår parkering og fløteskumming av de deltakerne som står lengst fra arbeidsmarkedet. Rapporten viser også til at Aetat hadde en relativt passiv rolle i rekrutteringsprosessen og en mer aktiv rolle i selve gjennomføringen av KAT-prosjektene. Den passive rollen til Aetat – som en følge av prinsippet om fritt brukervalg – ga samtidig leverandørene muligheter til fløteskumming. Det at Aetat samtidig opplevde at det var nødvendig å påvirke leverandørene, ble tolket i retning av at heterogeniteten blant brukerne ga grobunn for å parkere de som stod lengst fra arbeidsmarkedet eller hadde tilleggsbehov utover reint formidlingsarbeid.

For å unngå parkering og fløteskumming anbefaler derfor rapporten to alternative strategier. Den ene at Aetat tar større kontroll over rekrutteringsprosessen slik at målgruppen blir mer forutsigbar for leverandørene. Den andre strategien som anbefales, er at man i utgangspunktet definerer KAT som et bredere tiltak som omfatter et bredt spekter av brukere, men da akkompagnert av et mer differensiert prissystem for å unngå parkering og fløteskumming.

Begge de to alternativene ville forutsette en bedre avklaring av deltakerne på forhånd. I det andre alternativet vil det være nødvendig med en bedre forhåndsavklaring for å plassere brukerne i ”riktig” priskategori. I det første alternativet ville en ”strammere” avklaring imidlertid innebære en innskrenkning av prinsippet om fritt brukervalg.

Bonusfinansieringen av jobbklubber skilte seg fra KAT på flere måter. For det første består tiltaket av et kortere og mer forhåndsdefinert opplegg. Samtidig har rekrutteringen inn til forsøket dels vært basert på frivillighet og dels på press fra Aetat. Begge disse faktorene tilsier at parkering og fløteskumming er mindre aktuelt enn i KAT-tiltaket. Et tredje forhold var at utformingen av bonusen ble oppfattet som å være svak og derfor hadde relativt sett mindre betydning for leverandørene av jobbklubbene enn for leverandørene av KAT. I følge leverandørene bidro også kostnadene ved å kreve inn dokumentasjon på resultatene til å legge en demper på motivasjonen. Rapporten konkluderer dermed med at ordningen neppe ville ha noen effekt på resultatene.

VALS-prosjektet har det til felles med KAT at tiltaket omfatter et totalansvar for leverandøren i ett år. Den første rapporten peker også på at VALS-deltakerne i større grad var avklart på forhånd. Selv om leverandørene opplever VALS-deltakerne som en vanskelig gruppe å formidle til arbeid, hadde de samtidig forholdsvis klare oppfatninger av både hva barrierene bestod av og hvordan de kunne overvinnes. Videre opplevde leverandørene også at de var i stand til å "snu" deltakernes motivasjon. Med andre ord var inntrykket at leverandørene av VALS i større grad på forhånd kjenner målgruppen, dens barrierer og behov. Rapporten peker også på at VALS skiller seg fra KAT ved å være et mer fleksibelt tiltak, både i forhold til mulighetene for bruk av ventelønn som lønns-tilskudd og bruk av andre tiltak i løpet av formidlingsperioden. I følge rapporten ville både det at VALS-deltakerne i større grad var avklart på forhånd og det at man hadde mulighet for å supplere formidlingsarbeidet med andre tiltak, kunne bidra til å redusere problemet med parkering.

En forutsetning for at de eksterne bonusordningene skal fungere, er at bonusen oppleves å være oppnåelig. I alle de tre ordningene er det et tredelt prissystem: en grunnpris og to resultatbonuser. I den forbindelse peker leverandører fra alle de tre ordningene på at den høyeste bonusutbetalingen oppfattes som vanskelig å oppnå og at den derfor i praksis blir lite relevant. Spesielt gjelder dette VALS-deltakerne som i stor grad opererer innenfor et arbeidsmarked med mye midlertidige arbeidskontrakter. I praksis opererer derfor de fleste leverandørene med en to-trinns finansiering: grunnfinansieringen ved oppstart og bonusbetaling når det inngås en arbeidskontrakt. Rapporten peker på at det kan være grunnlag for å vurdere mer differensierte betalingsmodeller som i sin helhet oppleves som mer oppnåelig og relevant for leverandørene.

2 METODISK OPPLÉGG

2.1 Innledning

Det benyttes flere ulike tilnæringer ved evaluering av effekten av de ulike finansieringsformene. En tilnærming er allerede gjennomført i Møller (2004) – oppsummert i kapittel ovenfor. Det ble der benyttet et metodisk opplegg som innhenter informasjon gjennom et kvalitativt intervjuopplegg. Den omfatter alle ordningene og det er gjennomført personlige intervjuer bl.a. med brukere og leverandører av de eksterne ordningene og involverte i Aetat i forbindelse med de interne ordningene. Dette opplegget har vært svært nyttig bl.a. fordi det har lagt grunnen for en del hypotesedannelse som opptakt til gjennomføring av de kvantitative analysene som presenteres i denne rapporten.

Det metodiske opplegget som vi benytter i det følgende er analyser som dels baserer seg på informasjon innhentet ved brukerundersøkelser og dels på registerbasert informasjon (ARENA). Begge metodiske opplegg følges både i forbindelse med analyser av de interne og de eksterne ordningene. For de eksterne ordningene bygger begge analyseopplegg på mikrodata, dvs. data på personnivå. Analyseopplegget for de interne ordningene er annerledes siden brukerundersøkelsene, som er gjennomført i regi av Arbeidsdirektoratet, er rettet mot brukere av Aetat. Tanken er altså i denne sammenheng å se om man kan etterspore effekter av de interne ordningene på brukertilfredsheten til brukerne. Analyseopplegget av de interne ordningene, som baserer seg på registerbasert informasjon, aggregerer informasjon på personnivå opp til arbeidskontordistrikt. Aktørene i disse analysene er således arbeidskontordistriktene, og vi betrakter disse således i tråd med byråkratiteoretiske tilnæringer.

Vi gjennomfører også en egen analyse på arbeidsmarkedsnivå, ved at vi estimerer regionale Beveridgekurver. Tanken bak denne tilnærmingen er å se om det er mulig å etterspore effekter av forsøkene på arbeidsmarkedsnivå – spesielt da med tanke på om de har bidratt til å bedre jobbmatchen i arbeidsmarkedet. Det metodiske opplegget og analysene presenteres samlet i et eget kapittel 5.

Som vi skal se er designet av forsøket i forbindelse med de eksterne ordningene bedre egnet for å ta hensyn til ulike problemer i forbindelse med effekt-evaluering enn det designet som er benyttet i de interne ordningene. Det skyldes spesielt at det i forbindelse med de interne ordningene ikke finnes en forsøksgruppe og en sammenlikningsgruppe – bare en forsøksperiode og en sammenlikningsperiode. I tillegg har vi en del problemer med å generere data fra Arena som gjør det mulig å identifisere saksbehandlingstid for dagpengesøknad. Noe

av det samme problemet har vi også for identifikasjon av saksbehandlingstider for avklaring av (nye) yrkeshemmede, men her har vi funnet alternative metoder som i beste fall gir en pekepinn.

2.2 *Interne ordninger*

Stykkprisordningen

De målstørrelsene vi benytter i forbindelse med evaluering av effekten av de interne ordningene er saksbehandlingstid, ventetid på tiltak, avklaringer, av-ganger og antall gjenopptakelsessaker. Dette gjelder både i forbindelse med avklaring av yrkeshemmede og i forbindelse med dagpengesøknader av ordinære arbeidssøkere. Vår første hypotese er at stykkpris- og bonusordningene for hhv. avklaring av yrkeshemmede og dagpengesøknader, fører til flere avklaringer og kortere behandlingstid for dagpengesøknader i perioden etter at ordningene ble innført enn i perioden før.

I motsetning til hva som er tilfelle for de eksterne ordningene, har vi imidlertid ikke et forsøksdesign som gir muligheter for å operere med en forsøksgruppe og en sammenlikningsgruppe, fordi de interne ordningene ble innført ved alle arbeidskontor på samme tidspunkt.

Kortere saksbehandlingstid, flere avklaringer av yrkeshemmede eller flere behandlede dagpengesøknader kan ha minst to grunner. Det ene er effektivitetsforbedringer – enten i form av redusert slakk eller som følge av teknologiske endringer. Det andre kan skyldes rene omprioriteringseffekter. Det er for eksempel ikke unaturlig å anta at arbeidskontorene har produsert flere avklaringer ved å flytte ressurser fra oppfølgingsarbeidet med yrkeshemmede. Vi kan belyse dette ved følgende sammenheng:

$$T = t_X X + t_R R + S \quad (2.1)$$

der T er den totale arbeidstiden ved arbeidskontoret, X er antall avklaringer og R er oppfølging. Gjennomsnittlig effektiv saksbehandlingstid er gitt ved t_X og t_R , mens S er slakk i budsjettet som kan effektiviseres bort. Vi antar nå at teknologien er gitt slik at den effektive saksbehandlingstiden er konstant. Vi kan nå tenke oss to situasjoner: (i) Gitt kapasitet, dvs. at T er gitt fordi det ikke tilføres friske ressurser som følge av ordningen. (ii) Muligheter for å øke kapasiteten, dvs. at T øker, som følge av at de lokale arbeidskontorene mottar friske ressurser dersom de oppnår gode resultater.

I situasjonen med gitt kapasitet vil arbeidskontorene, som følge av stykkprisordningen, gis incentiver til å øke X . I så fall må R og/eller S reduseres. Hypotese nummer to er dermed at det ved siden av effektiviseringen har fore-

gått en omprioritering av ressursinnsats fra oppfølging til avklaring. Redusert innsats i oppfølgingsfasen forventes i sin tur å redusere antall avganger fra beholdningen av yrkeshemmede.

I en situasjon der det er mulig å få tilført friske ressurser ved god innsats, er ikke lenger T gitt. Den totale arbeidstiden kan utvides ved å ansette flere personer. Da er ikke lenger konklusjonene så opplagte. Det som er sikkert er at man relativt sett benytter mer ressurser på avklaringer, men det er ikke sikkert at slakk og oppfølging reduseres i absolutt forstand – spesielt ikke dersom de kan betraktes som normale goder. De ekstra ressursene kan jo også benyttes på disse aktivitetene. Med andre ord – ved muligheter for tilførsel av friske ressurser – står hypotesen om økt antall avklaringer ved lag, men vi kan ikke uten videre forvente at oppfølgingsarbeidet svekkes i absolutt forstand. Hvis man observerer at oppfølgingsarbeidet svekkes, er det imidlertid grunn til å tro at de friske ressursene i noen grad tas ut i form av økt slakk. En situasjon som gir muligheter for friske ressurser er den som er mest relevant i forbindelse med avklaring av yrkeshemmede, og vi tar derfor utgangspunkt i den i resultatdiskusjonen.

Med data for antall avklaringer kan vi observere X og som et mål på R kan vi bruke antall avganger. T kan måles ved data for totale ressurser ved arbeidskontoret. Vi har imidlertid ikke mulighet til å observere verken T , S eller de effektive saksbehandlingstidene t_X og t_R . Med data for saksbehandlingstid vil vi derimot observere saksbehandlingstid inkludert den ineffektive tiden S . Dette er utgangspunktet når vi vil forsøke å teste hypotesene om at det har foregått en reduksjon av R og S som begge har bidratt til å øke X .

Vi vil begynne analysene med en enkel test av om X har økt etter at de interne ordningene ble iverksatt.

$$X_{it} = \alpha_i + \gamma_1 \tau + \gamma_2 D + \beta Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2.2)$$

X_{it} er antall avklarte saker i løpet av et tidsrom t ved arbeidskontor i , D er en binærvariabel som er lik 0 for sammenlikningsperioden (perioden før 01.01.2003) og lik 1 i forsøksperioden. Denne tester således hvorvidt det inntrer et systematisk skift i saksbehandlingstiden i perioden etter at forsøket ble iverksatt. τ er en trend som er definert over 0, 1, ..., 12 som tilsvarer 1. halvår 1999, 2. halvår 1999, 1. halvår 2000, ..., 2. halvår 2004. Z er en vektor av sammensetningen av arbeidssøkermassen ved de ulike arbeidskontordistrikt, og er bl.a. tatt med som proxy for arbeidskontorets ressursnivå. α_i , γ_1 - γ_2 og β er en vektor av parametere som skal estimeres. Til slutt har vi ε_{it} som er et stokastisk restledd som antas å være identisk og uavhengig normalfordelt.

På samme måte vil vi kunne analysere antall avganger, R :

$$R_{it} = \alpha_1 + \gamma_1 t + \gamma_2 D + \beta Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2.3)$$

Vi vil da kunne påvise om forsøket har hatt effekt ved at X har økt. Har R også økt, kan det tyde på at deler av den økte kapasiteten har gått til å øke oppfølgingsarbeidet i Aetat. Er derimot R uendret – eller er redusert – kan det tyde på at økt kapasitet til en viss grad har ført til økt uttak av slakk.

For å teste for eventuelle effektiviseringsgevinster, bør vi også analysere saksbehandlingstidene, siden de observerte saksbehandlingstidene jo som nevnt vil bestå av både effektiv saksbehandlingstid og eventuell slakk.

Vi antar at:

$$\begin{aligned} \delta_x &= t_X + S_X \\ \delta_R &= t_R + S_R \\ S &= S_X + S_R \end{aligned} \quad (2.4)$$

Vi kan gjøre den samme type analyser for δ_x og δ_R som vi gjorde for X og R . Dersom det oppstår effektivitetsforbedringer som følge av ordningen, forventer vi at saksbehandlingstidene for avklaring og oppfølging er redusert i forsøksperioden. Dersom de derimot har økt, kan det tyde på at de friske ressursene også har blitt tatt ut i form av økt slakk.

Vi gjennomfører også en analyse av antall gjenopptakelsessaker – med de samme argumenter som inngår i de øvrige modellene – for å teste hvorvidt økning i antall avklaringer kan ha gått ut over kvaliteten på avklaringene.

Analyseopplegget er noe ad hoc preget, men totalt sett kan vi ved de ulike partielle analysene komme på sporet av resultater som sier noe kvalitativt om hvordan forsøket med de interne ordningene har virket, både direkte og indirekte på atferden i Aetat.

Bonusordningen

I effektevalueringen av bonusordningen for rask behandling av dagpengesøknader sammenligner vi saksbehandlingstiden før og etter innføringen av ordningen i mars 2003. Datagrunnlaget er basert på saksbehandlingstider (andelen saker behandlet innen 14 dager) for hvert enkelt arbeidskontor per måned. Datagrunnlaget strekker seg fra januar 2003 til og med desember 2004. Det betyr at vi i alt har 24 observasjoner for hvert arbeidskontor. Siden ordningen ble innført i mars 2003 betyr det at vi kun har en sammenligningsperiode på to måneder før ordningen ble igangsatt. Bakgrunnen for dette er at det ikke fantes sammenlignbare data som strekker seg lengre tilbake i tid. Det betyr samtidig at analysen blir sårbar i forhold til sesongsvingninger og hendelser som eventuelt har oppstått den korte sammenligningsperioden.

I analysene har vi benyttet oss av en lineær regresjonsmodell. Formålet har vært å undersøke om det er noen sammenheng mellom tidspunktet for innføringen av bonusordningen og reduksjon i saksbehandlingstiden. Siden en eventuell endring i saksbehandlingstiden på det aktuelle tidspunktet også kan ha andre forklaringer, har vi i tillegg kontrollert for noen andre forklaringsfaktorer. Kontrollmodellen begrenser imidlertid hva som finnes av informasjon i datagrunnlaget. Analysen baserer seg på følgende analyseformel:

$$Y = a + b_1F + b_2T + b_3S + b_4FK \quad (2.5)$$

der

Y : Andelen behandlede saker innen 14 dager

F : Tidspunktet for innføring av forsøket (mars 03)

T : Trendledd

S : Andel saker per måned

FK : Forvaltnings-/økonomikontor (om den aktuelle enhet har status som forvaltnings-/økonomikontor).

a og b_i ($i = 1, \dots, 4$) er parametere som skal estimeres.

Formålet med analysen er å undersøke hvorvidt vi finner en positiv sammenheng mellom Y og F , etter at vi har kontrollert for de øvrige forklaringsfaktorene. Trendleddet er ment å fange opp en eventuell reduksjon i saksbehandlingstiden som skyldes mer kontinuerlige tekniske eller organisatoriske forbedringer. Variabelen sakstilgang er videre ment å fange opp variasjon i tilgangen av antall saker som følge av sesongsvingninger. For å få frem eventuelle sesongsvingninger har vi her beregnet andelen av nye saker i året fordelt på de respektive månedene. Til slutt har vi også kontrollert for om analyseenheten er et forvaltnings- eller økonomikontor. Dette ut fra antagelsen om at denne typen kontorer vil ha enn mer effektiv produksjon enn ordinære lokalkontor.

I datamaterialet er det registrert dagpengesøknader på fylkesarbeidskontor eller andre spesialenheter som Aetat intro og lignende. Dette dreier seg som regel om få og sannsynligvis spesielle saker. Vi har derfor valgt å ta disse ut av analysen. I praksis betyr det at vi har utelukket alle enheter som har behandlet mindre enn 5 nye saker.

2.3 Eksterne ordninger

I forbindelse med en effektanalyse basert på mikrodata er vi primært interessert i å evaluere om de ulike forsøksordningene øker sannsynligheten for å komme i

arbeid, sammenliknet med en situasjon der forsøkene ikke er igangsatt. Forsøkene med incentivbaserte styringssystemer i Aetat har således et eksperimentelt design, men det er også klart at designet ikke er under en så sterk kontroll som det man har i tradisjonelle eksperimentelle design med forsøks- og sammenlikningsgrupper. Det er derfor grunn til å tro at vi vil stå overfor flere metodiske problemer knyttet til identifikasjon av eventuelle forsøkseffekter. En fellesbetegnelse for disse problemene omtales ofte som det kontrafaktiske problem, fordi det nettopp er vanskelig å perfekt simulere en situasjon der forsøksdeltakerne ikke hadde vært utsatt for forsøket.

Det designet som benyttes i evalueringen av de eksterne ordningene avviker noe fra det som vanligvis er problemstillingen i evalueringsopplegg som baserer seg på eksperimentelle og kvasiekperimentelle design. Vi benytter en betinget normativ tilnærming til evalueringen. Det innebærer at vi ikke analyserer hvorvidt tiltak virker eller ikke. At langtidsledige og yrkeshemmede skal delta på aktive arbeidsmarkedstiltak betrakter vi som en politisk bestemt, og vi konsentrerer i stedet analyseopplegget om å evaluere effekten av deltakelse på forsøks tiltakene sammenliknet med deltakelse på eksisterende og beslektede tiltak som ellers tilbys i regi av Aetat – gitt at arbeidssøkerne skal delta på tiltak.

I hvilken grad vi har tilfredsstillende sammenlikningsgrunnlag for å evaluere effekten av avlønningsformer, fra effekten av tiltakene i seg selv, kan diskuteres. For Jobbklubb med bonusordning skulle vi i prinsippet ha et godt utgangspunkt for en slik vurdering, siden det allerede eksisterer jobbklubber uten bonusordning som må antas å være sammenliknbare. For VALS og KAT, derimot, er dette mer problematisk siden dette er formidlingstiltak som det ikke allerede finnes tilsvarende av uten bonusordning. Å dekomponere effekten av tiltaket i seg selv fra effekten av avlønningsformen vil derfor kunne være vanskelig – for ikke å si umulig.

Det er videre grunn til å tro at følgende problemer vil kunne gjøre seg gjeldende i de analyseopplegg som vi skal gjennomføre:

- Uobserverte effekter
- Sensurerte data

Vi skal først drøfte nærmere hvilke mekanismer som kan tenkes å gi opphav til uobserverte effekter i materialet. Her vil det være ulike former for seleksjon som er hovedkilden. Dernest foretar vi en kort beskrivelse og drøfting av sensureringsproblemet.

Uobserverte effekter

Med uobserverte effekter tenker vi på effekter i testparameterne som skyldes forhold som ikke har med forsøket som sådan å gjøre, men som er forårsaket av uobserverbare egenskaper ved de personene som deltar i forsøket, som samtidig er korrelert med sannsynligheten for å få jobb. Seleksjon er den generelle beskrivelsen av slike fenomener, og vi tenker oss at seleksjonen kan ta flere former i forbindelse med rekruttering til deltakelse i forsøkene. For det første vil det være et visst innslag av selvseleksjon, avhengig av i hvor stor grad deltakelse i forsøks tiltakene er frivillige eller ikke. Resultater i Møller (2004) kan tyde på at graden av frivillighet varierer mellom de tre eksterne ordningene. Størst innslag av frivillighet finner vi i forbindelse med deltakelse på KAT, og det er derfor også størst grunn til å tro at innslaget av selvseleksjon er sterkest under denne ordningen.

I tillegg til selvseleksjon, kan det også være innslag av administrativ seleksjon. I den forbindelse tenker vi både på seleksjon som foretas av Aetat om hvem som velges ut og klareres som deltakere til de ulike eksterne ordningene. Dessuten tenker vi på den seleksjonen som gjøres av de eksterne leverandørene selv i forbindelse med hvem som "pekes ut" til å delta i ordningene ("fløteskumming") og, dessuten, seleksjon mellom de som faktisk er tatt ut til å delta i ordningene ("parkering").

Med fløteskumming tenker vi på tilfeller der seleksjonen til forsøks tiltak har foregått på en slik måte at personer, som antas å ha større muligheter for å få jobb, også har hatt større sannsynlighet for å bli tatt ut som deltaker i forsøksordningen. Dette trenger ikke nødvendigvis være en eksplisitt handling fra leverandørens side, men dette er altså en form for administrativ seleksjon som i denne sammenheng utføres av leverandørene av (forsøks) tiltakene.

Med parkering tenker vi oss en situasjon der leverandørene bruker mindre ressurser på de av deltakerne de anser for ha dårligst muligheter i arbeidsmarkedet. Seleksjonen foregår altså etter rekruttering til tiltak, og har først og fremst med prioritering av bruken av formidlingsressursene på ulike arbeidssøkere. Med et enkelt økonomisk resonnement kan vi si at arbeidsformidlerne vil formidle deltakerne i arbeid så lenge kostnadene ved formidlingen ikke overstiger inntektene. De som parkeres er således de av arbeidssøkerne det koster mer å formidle enn det formidlerne mottar i inntekter. Det ligger således i sakens natur at de eksterne leverandørene vil sortere arbeidssøkerne etter hvor enkle de er å formidle til arbeid, og skal man få arbeidsformidlerne til å bruke tid også på de av arbeidssøkerne som er dårligere stilt i forhold til arbeidsmarkedet, må man differensiere prisene per formidling etter hvor vanskelig de er å formidle. Det innebærer at man priser formidlingene etter en tilsvarende sorteringsmekanisme som den som benyttes av arbeidsformidlerne når de velger hvem av arbeidssø-

kerne de vil bruke tid på og hvem de skal parkere. Et differensiert prissystem etter avstand til arbeidsmarkedet er implementert bl.a. i Australia, jf. Møller (2004).

Ut fra reine effektivitetshensyn kan det være fornuftig å følge prinsippet om at kostnaden ved formidling ikke skal overstige inntekten. På den måten sikrer man at alle de som lar seg formidle til en gitt kostnad – blir formidlet – og man oppnår størst mulig sysselsetting gitt rammene. Fordelingspolitisk er det imidlertid ikke sikkert dette er gangbar praksis siden de arbeidssøkerne med lengst avstand til arbeidsmarkedet systematisk sorteres bort. Gitt at de fordelingspolitiske hensyn skal være framtrepende – også innenfor et privatisert og bonusfinansiert formidlingssystem – er det derfor vanskelig å komme unna en differensiering av prisene per formidling etter for eksempel avstand til arbeidsmarkedet.

Parkering kan meget vel gjøre seg gjeldende i vårt materiale og påvirke våre testparametere. Grunnen til det er at de som ikke deltar i forsøkene (sammenlikningsgruppen) er underlagt Aetats prosedyrer som ikke tillater slik prioritering mellom tiltaksdeltakere. En kan også tenke seg symbiotiske tilstander mellom eksterne leverandører og arbeidssøkere. Dette gjelder særlig KAT som er av lang varighet (1 år) og som er rettet inn mot bl.a. langtidsledige. Siden leverandørene uansett om de gjør noe formidlingsarbeid eller ikke får ett minstebeløp (20 % av avtalt pris) per deltaker på KAT, og deltakerne får individstønning og kanskje forlenget sine dagpengerrettigheter, kan det tenkes at vi får en slik symbiotisk tilstand mellom leverandør og parkert deltaker på KAT.

Vi tror de ulike seleksjonsmekanismene i ulik grad vil kunne gjøre seg gjeldende i forbindelse med de tre eksterne ordningene VALS, KAT og Jobbklubb med bonus (JmB). En del av analysene i kapittel 4 vil nettopp ha som formål å avdekke i hvilken grad de ulike ordningene kan tenkes å bli rammet av de ulike mekanismene. I den sammenheng vil det være sentralt å skaffe så mye bakgrunnsinformasjon som mulig om deltakere og ikke-deltakere. Denne informasjonen kan til en viss grad fungere som erstatning (proxyvariable) for de uobserverte effektene, slik at problemene med uobserverte effekter reduseres i analysene.

Sensurerte data

Siden dataene som benyttes i evalueringen nødvendigvis må være hentet for en kortere eller lenger tidsperiode, vil en i begge ender av tidslinja regne med at informasjon om for eksempel arbeidssøkernes søkehistorie er sensurert. Dessuten vil også informasjon om suksessmålet – for eksempel om man kommer i jobb eller ikke – også være utsatt for sensureringsproblemer siden vi ikke har informasjon om varighet på eventuelle utfall som ender med jobb.

Det er krevende å løse disse problemene fullt ut, og vi har derfor ingen ambisjoner om å komme med en endelig oppskrift på hvordan slike problemer løses her. I det følgende skal vi presentere en metodisk tilnærming i forbindelse med evaluering av de eksterne ordningene. Sensureringsproblemet løses noe ulikt i analysene av hhv. VALS og Jobbklubb med bonus på den ene siden og KAT på den andre. Opplegget for KAT er en del mer ambisiøst enn det som er benyttet for de to andre ordningene.

Hovedprinsippet for det metodiske opplegget som benyttes i forbindelse med evaluering av de eksterne ordningene er hvorvidt vi kan måle en positiv jobbeffekt av forsøksordningen for de som har deltatt i forsøksordningene, kontrollert for jobbeffekten i sammenlikningsgruppen. Det vil være viktig å formulere en modell som kan fange opp generelle forskjeller i jobbutfall mellom forsøksperioden og sammenlikningsperioden, samtidig som vi må ta hensyn til eventuelle nivåforskjeller mellom forsøksgruppen og sammenlikningsgruppen ved starten av forsøket, dvs. i forsøksperioden. Vi velger derfor følgende spesifikasjon av en sannsynlighetsmodell, som er tenkt slik at den fanger opp endringer i jobbsannsynlighet mellom forsøks- og sammenlikningsperiode og forskjeller mellom forsøksgruppe og sammenlikningsgruppe:

$$Y_{it} = \alpha + \beta \mathbf{Z}_{it} + \delta_1 D_1 + \delta_2 D_2 + \varepsilon_{it}, \quad (2.6)$$

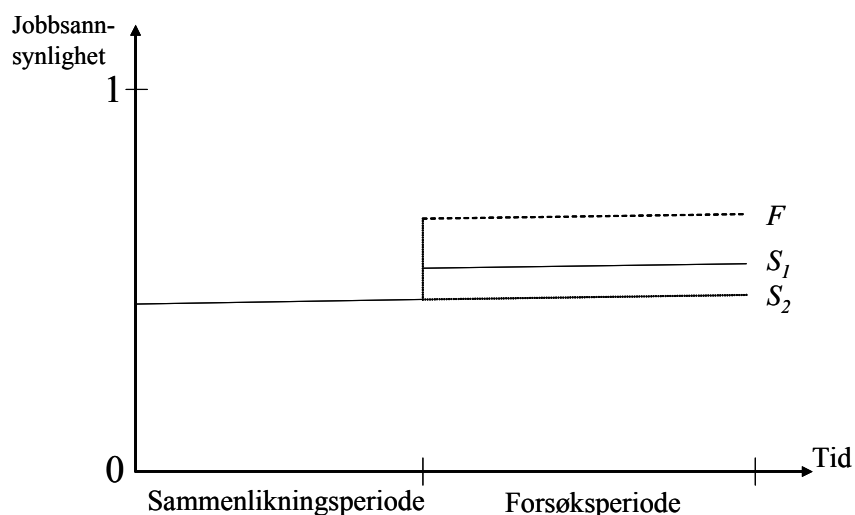
hvor Y_{it} angir hvorvidt person i har kommet i jobb eller ikke i perioden t ($t = 1, 2$ for hhv. sammenlikningsperiode og forsøksperiode). \mathbf{Z} er en vektor bestående av personkjennetegn som alder, kjønn, utdanning, arbeidssøkerhistorie osv.. D_1 er en trendvariabel som skiller mellom sammenliknings- og forsøksperiode. D_2 er en binærvariabel som skiller mellom deltakere i forsøket ($D_2 = 1$) og sammenlikningsgruppe ($D_2 = 0$). α , β og δ_1 - δ_2 er parametere som skal estimeres. Til slutt har vi et stokastisk restledd, ε_{it} , som antas å være uavhengig og identisk logistisk fordelt.

Vi har to parametere knyttet til forsøket, nemlig δ_1 og δ_2 . Ved estimering av (1) vil i prinsippet disse to til sammen fange opp utviklingen over tid og differansene mellom forsøkskommuner og øvrige kommuner ved at (i) δ_1 isolerer tidsutviklingen. Dette kaller vi for "tidseffekten", som fanger opp den generelle endringen over tid som ikke har noe med forsøket å gjøre. (ii) Koeffisienten δ_2 fanger opp eventuelle nivåforskjeller mellom deltakere i forsøkene og sammenlikningsgruppen. Det kalles i det følgende for "nivåeffekten". Hvis forsøket med de eksterne ordningene har ført til målbare endringer i jobbsannsynlighet, må altså koeffisienten δ_2 være signifikant positiv. Figur 2.1 gir en illustrasjon.

I figuren tenker vi oss at linjen S (for "sammenlikningsgruppe") viser utviklingen i nivå på jobbsannsynligheten for sammenlikningsgruppen fra

sammenlikningsperioden til forsøksperioden. Forsøksgruppen er illustrert med to alternative utviklingsbaner, hhv. F_1 og F_2 .

Vi tenker oss at utvikling i sannsynlighet for å få jobb for langtidsledige og yrkeshemmede er beskrevet ved linjen S_1 . Vi vil da finne at den generelle tidseffekten mellom de to periodene er positiv, dvs. at koeffisienten δ_1 er positiv. Videre er nivået på jobsannsynligheten beskrevet ved F slik at det ligger på et høyere nivå i forsøksgruppen enn i sammenlikningsgruppen. Vi har da at δ_2 vil være positiv. Vi kan derfor konkludere med at forsøket har hatt en positiv jobbeffekt, altså i tråd med intensjonen.



Figur 2.1. Illustrasjon av forsøkeffekter

Alternativt kan vi tenke oss at utviklingen i nivået på jobsannsynligheten er som beskrevet av linjen merket S_2 . Da ser vi at linjen S ikke er forandret mellom de to periodene, slik at den generelle sannsynligheten for å komme i arbeid for de to arbeidssøkergruppene ikke er endret. Vi har da at δ_1 er lik 0. Men vi kan fortsatt ha $\delta_2 > 0$, slik at F gjelder. Er derimot $\delta_1 = \delta_2 = 0$, så vil linjen S_2 gjelde for hele perioden.

2.4 Brukerundersøkelsen

Brukerundersøkelsene er todelt rettet mot henholdsvis de interne og de eksterne ordningene. I forhold til de interne ordningene har vi tatt utgangspunkt i Aetats

egen brukerundersøkelse og i forhold til de eksterne ordningene har vi gjennomført en egen undersøkelse.

Brukerundersøkelsen til Aetat er sendt ut hvert halvår fra 2001 og omfatter omtrent 6000 brukere hvert halvår. Formålet er å undersøke hvorvidt de interne ordningene påvirker brukertilfredsheten etter at finansieringsordningene ble innført. Stykkprisordningen for avklaring av YH ble iverksatt fra august 2002. Bonusordningen for dagpenger ble innført i mars 2003. Dette betyr med andre ord at vi kan forvente å finne effekter av disse ordningene i det minste fra våren 2003. Det mest nærliggende her ville være å ta for seg nye yrkeshemmede og ordinære arbeidssøkere som har søkt om dagpenger. Vi har imidlertid ikke mulighet for å avgrense utvalget på en slik måte at den kun omfattes av de som er berørt av de nye finansieringsordningene.

Et annet problem med å benytte allerede eksisterende data, er at vi er prisgitt spørsmålsformuleringen i Aetats undersøkelser. Det betyr at de ulike spørsmålene ikke nødvendigvis er like treffsikre til vårt formål. Ingen av spørsmålene i de nevnte undersøkelsene er direkte rettet mot brukernes tilfredshet med saksbehandlingstider. Det er likevel spørsmål i undersøkelsen som vi vil anta vil fange opp dette aspektet ved tjenestene. Siden hensikten er å måle brukertilfredsheten både før og etter innføringen av ordningene, er det også et poeng at vi tar for oss de spørsmålene som går igjen over en viss tidsperiode. Det er tre spørsmål i undersøkelsene som tilfredsstillende disse kravene (se kapittel 3).

Et tredje problem er at det er vanskelig å skille effekten av de nye finansieringsformene fra effekten av andre reformer som har pågått på samme tid. I analysen har vi derfor også lagt inn et trendledd (T) med tanke på at kan være eventuelle langsiktige holdningsendringer som har skjedd over lengre tid i Aetat. Tanken er med andre ord å isolere effekten av forsøkene (F) fra andre reformprosesser som har pågått. I tillegg har vi også kontrollert for eventuelle variasjoner over tid i individuelle kjennetegn hos respondentene. Analysen tar utgangspunkt i følgende analysemodell:

$$Y = a + b_1F + b_2T + b_3X \quad (2.7)$$

der

Y: Brukertilfredshet

F: Binærvariabel som skiller mellom perioden før og etter innføringen av ordningen

T: Trendledd som fanger på en gradvis positiv/negativ utvikling av brukertilfredsheten

X: Individuelle bakgrunnsvariabler.

a og *b_i* (*i* = 1, ..., 3) er parametere som skal estimeres.

For ytterligere å koble brukertilfredsheten til de interne ordningene, har vi i tillegg lagt inn informasjon om produksjonsresultater ved det enkelte arbeidskontor (P). Tanken bak dette er å se om vi finner en sammenheng mellom produksjonsresultater og brukertilfredshet, og om produksjonsresultatene kan fange opp hele eller deler av forsøkseffekten (F). I disse analysene har vi benyttet følgende analysemodell:

$$Y (\text{brukertilfredshet}) = c + b_4F + b_5P + b_6T + b_7X \quad (2.8)$$

De to analysemodellene som er beskrevet over, kjøres separat. Dette har sammenheng med at vi i den sistnevnte analysemodellen ikke har datagrunnlag om produksjonene for en like lang tidsserie som vi har data om brukertilfredsheten. Fordelen med den første analysemodellen er med andre ord at vi har en lengre tidsserie, mens fordelene med den sistnevnte modellen er at vi har lagt inn informasjon om variasjon i produksjon av saker. Begge analysemodellene har svakheter ved seg, men intensjonen er at de til sammen skal gi et mer fullstendig bilde av sammenhengen mellom de interne ordningene og brukertilfredsheten.

I forhold til de eksterne ordningene har vi som nevnt gjennomført egne undersøkelser rettet spesielt mot deltakerne i jobbklubb med bonus, VALS og KAT. Utvalget her ble trukket høsten 2004 og skal omfatte alle deltakere på dette tidspunktet. Som det fremgår av tabellen under, er det 67 % som har svart blant VALS-deltakerne, 44 % av KAT-deltakerne og 42 % av jobbklubb-deltakerne.

Tabell 2.1. Svarprosent i brukerundersøkelse for deltakere i de eksterne ordningene.

	VALS	KAT	JmB	Totalt
Bruttoutvalg	770	947	401	2118
Retur (ukjent adresse)	8	75	24	107
Brutto (mottatt skjema)	762	872	377	2011
SVAR	510	407	158	1075
Nettoutvalg	67 %	47 %	42 %	54 %

Spørsmålene i denne undersøkelsen omfatter fire tema:

- Rekruttering

- Innholdet i tiltaket
- Parkering/fløteskumming
- Tilfredshet og resultater

Analysene av dette materialet består hovedsakelig av enkle frekvenstabeller eller univariate analyser der formålet er å sammenligne de tre ordningene. I tillegg har vi også gjennomført enkle analyser i forhold til hvilke faktorer som påvirker opplevelsen av å bli parkert.

3 EVALUERING AV DE INTERNE ORDNINGENE

3.1 Bakgrunn

I dette kapitlet tar vi for oss de interne incentivbaserte finansieringsordningene: stykkpris for avklaring av yrkeshemmede, bonus for rask behandling av dagpengesøknader og bonus for effektiv tiltaksbruk. Et hovedspørsmål i dette kapitlet er hvorvidt ordningene har bidratt til en mer effektiv håndtering av henholdsvis dagpenger og avklaringer av yrkeshemmede. I dette avsnittet gir vi en kort presentasjon av de tre ordningene og situasjonen for etaten da ordningene ble innført.

I den andre delen analyserer vi effekten av stykkprisordningen. Stykkprisordningen for avklaring av yrkeshemmede ble iverksatt fra august 2002 og formålet med ordningen var å øke antallet avklaringer for yrkeshemmede og korte ned på ventetiden for den enkelte slik at flere yrkeshemmede raskere kunne komme i gang med en yrkesrettet kvalifisering. Analysen tar dermed sikte på å belyse hvorvidt ordningen har bidratt til å øke antall avklaringer og/eller redusere avklaringens varighet. Samtidig undersøker vi hvorvidt ordningen kan ha bidratt til utilsiktede vridningseffekter.

Effekten av bonusordningen for effektiv tiltaksbruk har vi ikke hatt noe datagrunnlag for å analysere skikkelig. Denne ordningen ble iverksatt september 2003 og omfatter bare tre fylker. Målgruppen for tiltaket er både yrkeshemmede og ordinære arbeidssøkere og intensjonen har vært å øke antall formidlinger til arbeid. Det har så lenge ordningen har vært i virksomhet ikke blitt utbetalt bonuser. Det betyr imidlertid ikke at den ikke har hatt effekt. Vi har derimot ikke hatt tilgjengelig datamateriale som kan gi en tilfredsstillende analyse av eventuelle effekter av ordningen. Ordningen er vurdert i forundersøkelsen, jf. Møller (2004).

I den tredje delen undersøker vi effekten av bonusordningen for rask behandling av dagpengesøknader. Ordningen ble iverksatt i mars 2003 og formålet med ordningen er å korte ned tiden fra den arbeidsledige første gang fremmer en søknad om dagpenger til et vedtak fattes. På samme måte som for stykkprisordningen stiller vi her spørsmålet om ordningen har hatt effekt på saksbehandlingstiden.

I den fjerde delen retter vi fokus mot brukerne og med utgangspunkt i Aetats egne brukerundersøkelser, stiller vi spørsmål om stykkprisordningen og bonusordningen har hatt betydning for brukertilfredsheten til henholdsvis ordinære arbeidssøkere og yrkeshemmede.

Et gjennomgående problem med å måle effekten av henholdsvis stykkprisordningen og bonusordningen er at det er vanskelig å isolere effekten av disse ordningene fra andre forhold som inntraff samtidig med innføringen av disse ordningene. Siden begge ble innført på landsbasis har vi i utgangspunktet bare muligheter for å sammenligne resultater før og etter innføringen av ordningen.

Et annet problem er at perioden forut for innføringen av ordningene var ekstraordinær for Aetat. En gjennomgang av avisartikler fra denne perioden viser at etaten stod opp i flere ulike problemer som åpenbart har gått ut over både saksbehandlingstiden for behandling av dagpengesøknader og på avklaringen av yrkeshemmede.

Et problem som først og fremst berørte de yrkeshemmede, var regelendringer som ble innført i januar 2002. Mens attføringspengene tidligere kom automatisk inn på konto, måtte de yrkeshemmede nå sende inn meldekort på lik linje med ordinære arbeidsledige. En konsekvens av dette var bl.a. at mange klienter fikk utbetalt attføringspengene sine for sent. Tilsvarende problemer oppstod også i kjølvannet av at det nye saksbehandlingssystemet Arena ble innført i mars 2002. I følge en artikkel i Aftenposten 22. juni 2002 innrømmer den daværende arbeidsdirektøren at problemene med det nye datasystemet hadde vært meget store. I den samme artikkelen peker også lederen for Norsk Tjenestemannslag at det nye saksbehandlingssystemet hadde bidratt til å fordoble saksbehandlingstiden. Et tredje problem – slik det fremstilles i flere avisartikler fra den tiden – var bemanningsproblemet som hadde oppstått i kjølvannet av en nedgang i ledigheten frem til år 2000 og i kjølvannet av en rasjonaliseringsprosess i etaten. I følge Aftenposten (22.juni 2002) hadde hver fjerde ansatt blitt rasjonalisert bort siden 1995. Her pekes det på at bemanningen var tilpasset nedgangen i ledigheten, men ikke økningen i antall yrkeshemmede.

Konsekvensene av disse ekstraordinære forholdene var i følge ulike kilder, lengre ventetider for brukerne, høyt arbeidspress, høyt sykefravær og stor frustrasjon blant de ansatte (Aftenposten 5.3.2002, 16.4.2002, 17.6.02, 22.6.2002, 25.2.2003). Spesielt vises det til store problemer i de største byene. Enkelte kilder viser også til at perioden var preget av at man måtte prioritere utbetaling av dagpenger og attføringspenger på bekostning av tiltaksarbeid og ordinær arbeidsformidling.

Som en følge av den ekstraordinære situasjonen som oppstod i 2002 ble det også bevilget midler til 420 nye stillinger i 2003. Selv om flere hevdet at dette ikke var tilstrekkelig for å komme ut av krisen, er det rimelig å anta at dette har bidratt vesentlig til å lette situasjonen i etaten. Samtidig må vi anta at de økte ressursene ikke fikk umiddelbar virkning siden det gjerne tar tid å ansette og lære opp et såpass stort antall nye ansatte.

Den spesielle situasjonen som oppstod i 2002 tilsier imidlertid at det er vanskelig å isolere virkningene av bonusordningen og stykkprisordningen fra virkningen av andre samtidig prosesser og hendelser. Her er det spesielt to forhold som åpenbart har vært av stor betydning. For det første er det naturlig at en økt ressursinnsats har bidratt til å lette trykket på etaten. For det andre – som vi også har påpekt i forundersøkelsen – løste man også problemene med det nye saksbehandlingssystemet samtidig som de ansatte etter hvert lærte seg å bruke det. I den sammenheng er det verd å minne om at flere informanter peker på at det nye datasystemet, etter hvert som det fungerte og man lærte seg å bruke det, opplevdes som svært effektivt.

I et forsøk på å tidfeste virkningen av disse forholdene, er det rimelig å anta at effekten av de økte bevilgningene viste seg allerede fra begynnelsen av 2003. På samme måte hadde de tekniske problemene med Arena, og utbetalingen av attføringspenger til yrkeshemmede, kommet mer i orden i siste halvdel av 2002. I 2003 var dette langt på vei på plass, og vi kan også forvente å finne effekter av at saksbehandlerne begynte å lære seg systemet bedre fra dette tidspunktet. Likevel er det rimelig å anta at vi finner etterdønninger av problemene fra 2002 også i begynnelsen av 2003. Bl.a. finner vi i en avisartikkel fra februar 2003, at brukere i Oslo kunne vente opp til 2-3 timer for å få levert inn en søknad om dagpenger.

Samtidig med at situasjon i 2002 var ekstraordinær, og bidro til at produksjonen ble dårligere, er det rimelig å anta at man etter hvert også høstet positive gevinster av det nye saksbehandlingssystemet. Selv om det var store oppstartsproblemer når dette ble innført, er det flere informanter som hevder at systemet ble svært effektivt når det først virket og man lærte å bruke det. Det er imidlertid usikkert når vi kan forvente at denne effekten eventuelt slår positivt ut i produksjonstallene. Vi kan imidlertid gå ut fra at forbedringene av Arena sannsynligvis kommer mer gradvis enn den effekten vi kan forvente av bonusordningen. Parallelt med dette innførte også Aetat elektroniske meldekort for attføringsklientene i utgangen av 2003, en ordning som etaten også forventet skulle gi rasjonaliseringsgevinster og som vi dermed burde forvente å se i 2004.

I tillegg til de teknologiske endringene omtalt over, pågikk det også omfattende organisatoriske endringer i løpet av 2003. Det viktigste her er at man i 2003 etablerte såkalte forvaltningskontorer som spesialiserte seg på behandling av dagpengesøknader. Dette innebar en sentralisering i den forstand at de enkelte arbeidskontorene kun tok imot søknadene, mens det var forvaltningskontorene som behandlet dem. Det er rimelig å forvente at også dette kan ha bidratt til raskere behandling av dagpengesøknader i løpet av 2003.

Dette viser at det i perioden 2002 og 2003 skjedde mye i etaten som sannsynligvis har hatt betydning for behandling av dagpengesøknader og som gjør det vanskelig å isolere effekten av bonusordningen fra de øvrige forholdene som er nevnt over. I lys av den situasjonen vi har beskrevet over, er det lite trolig at en effektivisering av saksbehandlingen i etaten ene og alene skyldes stykkpris eller bonusordningen. Men selv om det kan være flere faktorer som har påvirket resultatene, er det heller ikke urimelig å anta at bonusordningen kan ha bidratt til at man kom raskere ut av en vanskelig situasjon enn det man ellers hadde gjort.

3.2 Effekter av stykkpris for avklaring av yrkeshemmede

Som diskutert i kapittel 2 skal vi i denne analysen forsøke å avdekke i hvilken grad stykkpris for avklaring av yrkeshemmede har bidratt til å utløse en effektiviseringsgevinst i Aetat, eller om det i hovedsak har bidratt til en omprioritering av ressurser fra oppfølging til avklaring av yrkeshemmede.

Det er grunn til å tro at stykkprisordningen har ført til utvidet kapasitet ved at etaten har blitt tilført ”friske ressurser” som følge av stykkprisforsøket. Forsøket har nemlig blitt delfinansiert gjennom en fullmakt til å omdisponere midler fra Aetats tiltakskapittel til driftskapitlet. Denne omdisponeringsfullmakten var på 40 mill kroner både i 2003 og 2004. I 2004 ble hele fullmakten benyttet fullt ut, mens det i 2003 ble omdisponert 29,7 mill kroner. Finansiering av stykkprisavklaringer utover et visst nivå er således blitt finansiert ved at Aetat ble tilført ”friske ressurser” fra tiltakskapitlet. I 2003 utgjorde disse 17 prosent av de totale stykkprisutbetalingene på 174 mill kroner, mens tilsvarende i 2004 utgjorde 22 prosent av 180 mill kroner. Det er derfor situasjon (ii) i kapittel 2 som er mest aktuell å legge til grunn for hypotesene våre. Det betyr at vi forventer økt antall avklaringer, men at vi ikke har noen klare hypoteser knyttet til ulike mål på oppfølgingsarbeid og slakk.¹

Vårt grunnlagsmateriale for å gjennomføre en analyse av så vidt komplekse atferdsendringer er, som diskutert i kapittel 2, nokså tynt, men ved bruk av fem partielle modeller vil vi kunne kaste et visst lys over disse problemstillingene. De fem modellene forsøker dels å studere effekten i forbindelse med avklaringsarbeidet og dels å studere effekten på oppfølgingsarbeidet. I forbindelse med avklaringsarbeidet analyserer vi to modeller: En som måler effekten på antall avklaringer etter innføring av stykkpris og en som studerer tiden det tar å gjennomføre en ny avklaring etter innføring av stykkpris. Vi forventer som nevnt for det første at antall avklaringer øker etter innføring av stykkpris. Det er ikke grunn til å tro at gjennomsnittlig saksbehandlingstid i seg selv avtar som

¹ Med slakk menes ineffektivitet i organisasjonen som kan effektiviseres bort.

følge av stykkprisen. Men siden saksbehandlingstiden også antas å innholde slakk, kan det ikke utelukkes at vi finner en økning i saksbehandlingstid i forsøksperioden siden de friske ressursene bl.a. kan anvendes på mer slakk. Med slakk tenker vi på rein sløsing med ressursene. Dersom perioden med forsøkene innebærer kapasitetsutvidelser, er det rimelig å anta en del opplæringskostnader, bl.a. i form av midlertidig lavere produktivitet. Denne vil i så fall fanges opp ved økt saksbehandlingstid, til tross for det ikke er snakk om økt slakk, og det er derfor grunn til å være forsiktig med hva en tolker inn i en eventuell økning i saksbehandlingstid.

På den annen side er det, med den metoden vi benytter for å beregne saksbehandlingstid, overveiende sannsynlig at vi også fanger opp venting i forbindelse med avklaring – og den forventer vi vil gå ned etter innføring av stykkpris siden antall avklaringer, og dermed gjennomstrømningen, øker. Her er det altså ulike effekter som trekker i hver sin retning. Finner vi entydige resultater for denne i forsøksperioden, kan det tolkes som at en av de to effektene er sterkere enn den andre.

Vi estimerer også to modeller i forbindelse med analysene av eventuell effekt av stykkprisen på oppfølgingsarbeidet. Den ene estimerer effekten av tidspunktet for innføring av stykkprisordningen på antall avganger fra tilstanden som yrkeshemmet, mens den andre estimerer tilsvarende effekt på gjennomsnittlig ventetid på tiltak. Dersom det er omprioriteringseffekter, som gir rom for flere avklaringer, kan vi ikke uten videre forvente at antall avganger går ned for gitt beholdning. Grunnen er at forsøket gir mulighet for å tilføre friske ressurser til arbeidskontorene dersom de avklarer mer enn det som er planlagt i måltallene. Disse friske ressursene kan meget vel anvendes også i oppfølgingsarbeidet. Øker antall avganger kan det tyde på at ekstra ressurser har blitt satt inn i oppfølgingsarbeidet. Er de uendret eller avtakende, kan det tyde på at de ekstra ressursene har gått til andre anvendelser – nærmere bestemt til å øke intern slakk. I så fall vil vi forvente at ventetid på tiltak øker i forsøksperioden for gitt beholdning.

Til slutt analyserer vi antall gjenopptatte saker. Tanken bak en slik analyse er eventuelt å fange opp negative kvalitetseffekter av stykkprisordningen. Det kan tenkes at stykkprisordningen bidrar til at kvaliteten på avklaringene reduseres for å nå måltall for antall avklaringer. Hvis det er tilfelle vil vi forvente å finne en økning i antall gjenopptatte saker etter innføring av stykkpris. Vi tenker oss da at det er en sammenheng mellom kvaliteten i avklaringsarbeidet og antall gjenopptatte saker, nærmere bestemt at dårlig kvalitet i avklaringsarbeidet fører til økt frekvens av saker som gjenopptas.

I analysen har vi benyttet data over alle yrkeshemmede i perioden 1999-2004. Som følge av at Aetat overtok ansvaret for § 11-5 vedtak sommeren 2004,

har vi avsluttet analysen på dette tidspunkt pga. problemer med å registrere saksbehandlingstid for avklaring etter dette. Saksbehandlingstider og ventetider er generert fra kodesystemet i Arena og aggregert som gjennomsnittlig(e) avklarings- og ventetider på arbeidskontordistriktnivå. Gjenopptakelsessaker (reavklaringer) er registrert som avklaringsperioder avbrutt av en tiltaksperiode etter en ny avklaring. Det skal ikke ha forekommet inaktivitet mellom den nye avklaringen og reavklaringen for at en avklaring skal regnes som reavklaring. Vi har videre skilt avklaringer fra tilgang. Brutto tilgangen er således antall avklaringer minus antall tilbakeføringer. Beholdningen er beregnet som antall yrkeshemmede i hvert arbeidskontordistrikt i en periode, mens antall avganger i periode t er beregnet som den delen av beholdningen som var registrert i periode t , men som ikke var registrert i beholdningen i periode $t+1$.

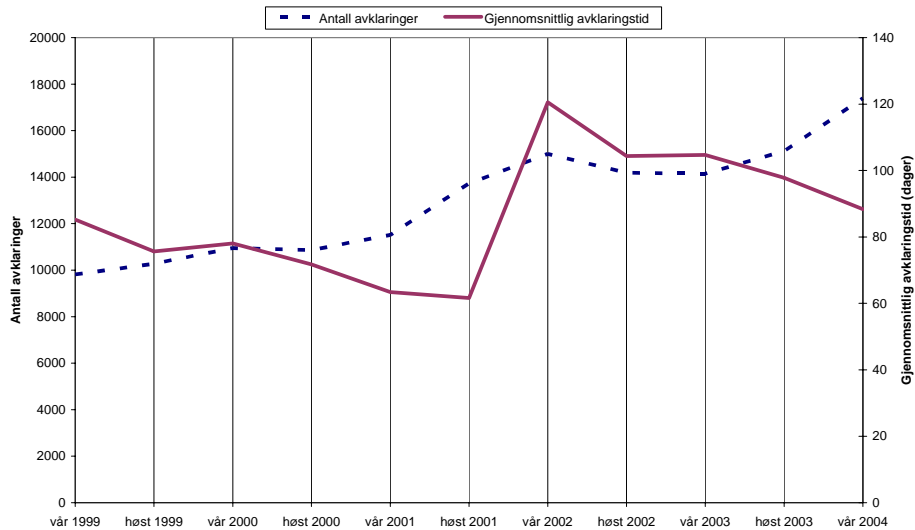
Vi har også tatt med annen type informasjon i analysene for å kontrollere for forhold vi mener kan ha betydning for det fenomenet vi analyserer. Det gjelder, som vi allerede har berørt, beholdningen av yrkeshemmede i hver periode. Videre har vi med antall ordinære tiltaksdeltakere, antall helt arbeidsledige, antall delvis sysselsatte og andel langtids arbeidsledige av helt ledige og ordinære tiltaksdeltakere. Vi har ingen klare hypoteser knyttet til effekten av endringer i disse, men det kan være nærliggende å tenke seg at endringer i disse vil kunne ha betydning for de forhold vi analyserer, og det er grunn god nok for å ta dem med i analysen siden det finnes få erfaringer med denne type analyser.

Enheten i datagrunnlaget er arbeidskontordistrikt, og det er foretatt registreringer av de aktuelle variablene hvert halvår fra og med 1. halvår 1999 til og med 1. halvår 2004. Vi har altså rimelig god informasjon på begge sider av tidspunktet for innføring av stykkpris høsten 2002. Som følge av tregheter i forbindelse tilpasning til den nye stykkprisen, forventer vi ingen effekter før etter sommeren 2003. Den binære testvariabelen skiller således mellom perioden før 01.07.2003 (sammenlikningsperioden) og etter denne dato (forsøksperioden). Vi har imidlertid tatt med en tabell som viser effekten av forsøket for alternative forsøksperioder, hhv. 01.01.2003 og 01.01.2004.

Siden ordningen ble innført samtidig i hele Norge er det ingen muligheter for å studere mulige effekter av ordningen i tverrsnittet. Dette begrenser naturligvis mulighetene for å identifisere effekter. Samtidig gir det oss god grunn for å eliminere tverrsnittsdimensjonen fra analysen, slik at resultatene våre ikke, eller i mindre grad, er utsatt for uobserverte effekter. Vi har derfor valgt å analysere modellene ved "fixed effects", dvs. at vi kontrollerer for eventuelle arbeidskontordistriktsspesifikke effekter og vi antar at disse eventuelt er permanente i den perioden vi studerer.

I tillegg til binærvariabelen som skal fange opp eventuelle forsøkseffekter, har vi også med et trendledd som skal fange opp mulige effekter av tekno-

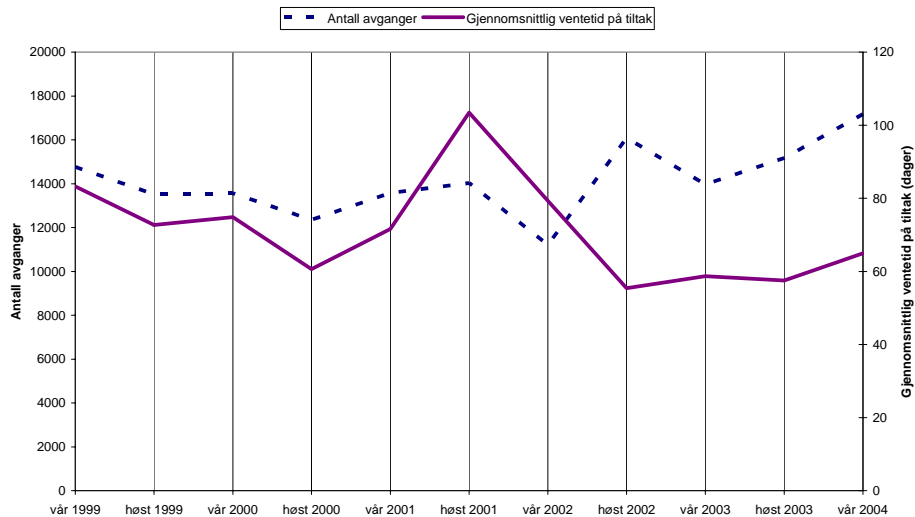
logiske og organisatoriske endringer. Videre tar vi med en binærvariable avhengig av hvilke av de fem analysene det er snakk om. Fra og med høsten 2001 til og med høsten 2002 skjedde det mange ting samtidig som kan forstyrre analysene våre, jf. kapittel 2. For å eliminere effekter av denne turbulensen fra analysen av avklaringer, tar vi altså med disse binærvariablene. Bakgrunnen for utvelgelse av år for binærvariable finner vi i følgende tre figurer.



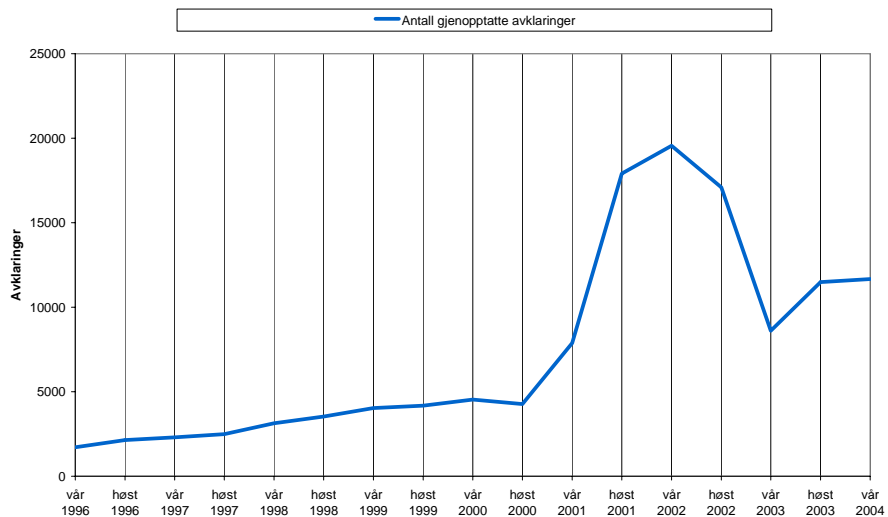
Tabell 3.1. Antall avklaringer og gjennomsnittlig avklaringstid, vår 1999-vår 2004.

I Figur 3.1 illustreres utviklingen i antall avklaringer og i gjennomsnittlig saksbehandlingstid for avklaringer. Vi ser at antall avklaringer tiltar kraftig i slutten av forsøksperioden. Vi ser videre at turbulensen i perioden høst 2001 til høst 2002 gir utslag i et kraftig skift i saksbehandlingstid våren 2002. Dette vedvarer ut perioden og skyldes sannsynligvis endringer i tiltakskoder som ble innført våren 2002. I analysene av avklaringstid benytter vi derfor en binær variabel som skiller perioden før og etter dette skiftet i avklaringstid. For antall avklaringer, finner vi en topp våren 2002 som vi også kontrollerer for ved bruk av en binærvariable for vår 2002.

For antall avganger og ventetid på tiltak finner ser vi også at det er en del turbulens i perioden høst 2001 til høst 2002. For å kontrollere beregningene for disse, benytter vi en binærvariable for høst 2001 og vår 2002 for ventetid på tiltak. I analysene av antall avganger benytter vi tilsvarende variable, men da for en periode seinere – nemlig vår 2002 og høst 2002.



Tabell 3.2. Antall avganger og gjennomsnittlig ventetid på tiltak, vår 1999-vår 2004.



Tabell 3.3. Antall gjenopptatte avklaringer, vår 1999-vår 2004.

Til slutt ser vi av Figur 3.3 at det antall gjenopptatte avklaringer gjør et kraftig hopp i høsten 2001, våren 2002 og høsten 2002. I analysen av antall gjenopptatte saker benytter vi binærvariable for å isolere effekten av denne kraftige, men temporære oppgangen.

Resultater

Resultatene fra estimering av de fem modellene er gitt i Tabell 3.1 og 3.2. Vi finner en klar økning i antall avklaringer etter innføring av stykkprisordningen, men ikke før våren 2004. Det tyder på at ordningen har hatt den forventede effekt på antall avklaringer, men det kan se ut som det har tatt noe tid før effekten har fått fullt gjennomslag. Det må ses i sammenhengen med den turbulente perioden forut får iverksetting av ordningen.

Ved analyse av gjennomsnittlig avklaringsstid, finner vi en svak negativ, men ikke signifikant effekt. Det kan tyde på at effekten som trekker i retning av redusert saksbehandlingstid som følge av flere avklaringer og dermed mindre venting, motvirkes av økt intern slakk/lavere produktivitet, som trekker i retning av lenger saksbehandlingstid. At vi ikke finner noen entydig effekt på avklaringsstid fra våren 2004, kan derfor tyde på at de to effektene som trekker i hver sin retning er omtrent like sterke.

Vi finner altså at stykkprisen har ført til økt antall avklaringer. Finner vi en økning også i antall avganger som følge av tilgang på friske ressurser slik vi diskuterte ovenfor? Analysen av antall avganger tyder på at det er tilfelle. Antall avganger går nemlig opp etter innføring av stykkpris, kontrollert for beholdning, og det er her snakk om en effekt som er signifikant positiv på 1 % nivå. Gitt at det er snakk om friske ressurser, kan dette derfor tyde på at stykkprisen også gir grunnlag for å øke de andre aktivitetene i Aetat – nærmere bestemt oppfølgingsarbeidet.

Kontrollert for beholdning øker imidlertid også ventetiden i perioden etter innføring av stykkprisordningen. Det kan tyde på at friske ressurser til en viss grad også er tatt ut i form av økt intern slakk, eventuelt temporært lavere produktivitet som følge av opplæringskostnader.

Hva så med kvaliteten på avklaringene etter oppstart av forsøket? Kan vi spore en negativ kvalitetseffekt ved at antall gjenopptakelsessaker øker? Analysene vi har gjennomført tyder på at det ikke er tilfelle. Vi finner ingen klar struktur i effekten på antall gjenopptakelsessaker i forsøksperioden, men resultatene i Tabell 3.1 tyder på at det ikke har vært noen endring når forsøksperioden avgrenses til perioden fra og med 2004. Dette kan tyde på at man har klart å holde fokus på kvaliteten i avklaringene etter innføring av ordningen. Det er imidlertid ikke grunn til å trekke for klare konklusjoner på bakgrunn av disse resultatene, spesielt fordi det ikke er opplagt at den måten vi registrerer antall gjenopptakelsessaker på er et særlig godt uttrykk for kvaliteten på avklaringene.

Tabell 3.1. Effekter av stykkprisordningen på antall avklaringer, antall avganger, gjennomsnittlig saksbehandlingstid for avklaring, gjennomsnittlig ventetid på tiltak og antall gjenopptakelsessaker. Fixed effects, t-verdier i parentes.^a

	Antall avklaringer	Antall avganger	Saksbehandlingstid, avklaring	Venting på tiltak	Antall gjenopptakelsessaker
Trend	+	-0,0304 (-5,91)	-0,0655 (-14,31)	-0,0596 (-13,37)	0,0801 (13,40)
Binærvariabel = 1 for forsøksperiode, 0 ellers (D, test for effekt av forsøket, 01.01.04)	0,0786 (3,37)	0,1696 (5,03)	-	0,2042 (7,09)	-
Binærvariabel = 1 etter 01.01.2002, 0 ellers			0,6330 (25,11)		
Binærvariabel = 1 for høst 2001, 0 ellers				0,4448 (17,69)	1,0139 (29,13)
Binærvariabel = 1 for vår 2002, 0 ellers	0,1891 (9,22)	-0,4333 (-14,72)	0,0026 (1,91)	0,19,35 (7,60)	0,9475 (27,46)
Binærvariabel = 1 for høst 2002, 0 ellers		0,1293 (4,26)			0,6498 (17,74)
Antall yrkeshemmede i logaritmer (beholdning)	1,1753 (17,36)	0,9054 (9,32)	0,1678 (2,64)	0,3267 (3,91)	1,1492 (10,16)
Antall ordinære tiltaksdeltakere i logaritmer	-	+	-0,0490 (-2,93)	-	-
Antall helt arbeidsledige i logaritmer	+	-	+	0,1350 (2,51)	-
Antall delvis sysselsatte i logaritmer	+	+	0,0720 (1,73)	+	+
Andel langtidsledige	-0,4375 (-3,06)	-	0,5249 (3,91)	0,8622 (4,74)	0,7806 (3,12)
NxT (antall observasjoner)	1241	1241	1241	1241	1241
R ²	0,95	0,89	0,71	0,55	0,91

^a For koeffisienter ikke signifikant forskjellig fra 0 på 10 % nivå, er det bare oppgitt koeffisientens fortegn.

I de fem modellene som er estimert er det også kontrollert for en del andre variable av betydning for aktiviteten ved de ulike arbeidskontordistriktene. Det første vi merker oss er at det er en gjennomgående positiv trend i antall avklaringer, mens trenden er negativ for antall avganger i perioden. Trenden for saksbehandlings- og ventetid er positiv i den forstand at saksbehandlings- og ventetider avtar.

De resterende variablene som inngår i analysen er tatt med fordi vi ikke har tilgang til ressursdata på arbeidskontordistriktsnivå. Hvor plausible de av effektene som er signifikante på 5 % nivå er, kan diskuteres, men vi finner blant annet at antall avklaringer øker med om lag 1,2 % ved en økning i beholdningen på 1 %. Det synes rimelig siden en del av avklaringene tilbakeføres fordi de ikke godkjennes for yrkesrettet attføring. Vi finner videre at antall avganger øker med om lag 0,9 % når beholdningen øker med 1 %. Økning i tilgang betyr altså at det skyves personer ut i andre enden, men ikke tilsvarende økningen i tilgang. Dette bidrar til en stadig økende beholdning av yrkeshemmede.

Ventetid på tiltak øker med 0,3 % når beholdningen øker med 1 %. Dette kan tolkes som en svak, men signifikant trengselseffekt. Vi ser videre at andelen langtidsledige ser ut til å påvirke aktiviteten rettet mot yrkeshemmede. For eksempel går antall avklaringer ned når andelen langtidsledige øker. Videre går avklaringstiden opp, venting på tiltak går opp og antall gjenopptagelsessaker går opp. Dette tyder på at det foregår nokså sterke omprioriteringer i Aetat ved endringer i sammensetningen av arbeidssøkergrupper.

I Tabell 3.2 presenteres resultater for alternative definisjoner av forsøksperioden. Ordningen med stykkpris for avklaring av yrkeshemmede ble formelt igangsatt høsten 2002, men det er ikke like klart når den faktisk begynte å komme i gang rundt om i de ulike arbeidskontordistriktene. Dessuten er det også sannsynlig at turbulensen i 2002 har hatt forplantningseffekter til seinere perioder og på den måten påvirket resultatene. Det er grunnen til at vi vurderer tre alternativer for forsøksperioden. D₃ representerer det skille mellom sammenliknings- og forsøksperiode som er benyttet i beregningene presentert i Tabell 3.1, dvs. 01.01.2004. D₁ og D₂ representerer hhv. 01.01.2003 og 01.07.2003. Beregningene for øvrig er identisk med de som er presentert i Tabell 3.1.

Tabell 3.2. Effekter avhengig av hvilke tidspunkt som legges til grunn for å skille sammenliknings- og forsøksperiode.

	Antall avklaringer	Antall avganger	Saksbehandlingstid, avklaring	Venting på tiltak	Antall gjenopptakelsessaker
D ₁ (01.01.03)	-0,0539**	0,2151***	0,0684***	0,1172***	-0,2062***
D ₂ (01.07.03)	-	0,2220***	0,0328*	0,1939***	0,1462***
D ₃ (01.01.04)	0,0786***	0,1696***	-	0,2042***	-

^a For koeffisienter ikke signifikant forskjellig fra 0 på 10 % nivå, er det bare oppgitt koeffisientens fortegn.

*Signifikant på 10 % nivå. **Signifikant på 5 % nivå. ***Signifikant på 1 % nivå.

Vi ser at det er noen forskjeller på resultatene avhengig av om vi definerer forsøksperioden på den ene eller andre måten. Antall avklaringer har for eksempel en signifikant positiv effekt bare for D_3 . Det kan derfor tyde på at det har tatt en viss tid før stykkprisordningen har fått ordentlig gjennomslag. For antall avganger og ventetid på tiltak er det ingen større endringer i resultater avhengig av valg av forsøksperiode.

Det er nokså klart at stykkprisordningen etter en tid har hatt en positiv effekt på antall avklaringer, og vi ser også at avklaringstiden går ned utover i forsøksperioden. Vi finner ingen klare vridningseffekter målt ved nedgang i antall avganger. Vi finner derimot tendenser til vridningseffekter ved at ventetiden på tiltak øker i forsøksperioden.

Fra teorien er det rimelig å forvente en relativ vridning fra oppfølgings- til avklaringsarbeid, men siden fylkene har muligheter for å få tilført friske ressurser er det vanskelig å identifisere en vridningseffekt statistisk.² Derimot finner vi at den absolutte effekten på oppfølgingsarbeidet er positiv siden avgangen er høyere i forsøksperioden. Det ser også ut til at friske ressurser til en viss grad er brukt til å øke den interne slakken, siden saksbehandlingstid for avklaringer og ventetid på tiltak er noe lenger i forsøksperioden. Men som vi var inne på innledningsvis: Hva består egentlig den interne slakken av? Er det bare sløsing med ressurser eller kan det skjule seg andre og mer plausible forklaringer på denne observasjonen?

Vår hovedforklaring på at saksbehandlings- og ventetid har blitt lenger i forsøksperioden er at kapasiteten i avklarings- og oppfølgingsarbeidet er utvidet som følge av stykkprisforsøket, og man må beregne en viss tid før de nytilførte ressursene jobber like effektivt som den eksisterende kapasiteten. Det bidrar til at avklaringstiden og venting på tiltak øker – i hvert fall for en periode. Av Tabell 3.2 ser vi at saksbehandlingstid for avklaringer er lavere, i forhold til sammenlikningsperioden, jo seinere vi setter skillet mellom sammenliknings- og forsøksperiode. Etter en omstillingsperiode begynner altså de nytilførte ressursene å jobbe like effektivt som resten av kapasiteten. Gitt at dette er forklaringen, kan vi heller ikke snakke om økt slakk. Det er heller snakk omstillings- og opplæringskostnader, som i en overgangsperiode innebærer svakere produktivitet.

Men hvorfor finner vi ikke tilsvarende utvikling for venting på tiltak? Av Tabell 3.2 ser vi at ventetid på tiltak er lenger jo seinere vi setter skillet mellom forsøks- og sammenlikningsperiode – altså det motsatte av hva vi finner for avklaringstid. Dette kan tolkes som at det har blitt dyrere (koster mer i form av

² Dessuten kan også generelle økninger i tilgangen til friske ressurser påvirke dette, siden vi ikke har tilfredsstillende kontroll med ressursbruken i våre beregninger.

tapte inntekter) å være ineffektiv i avklaringsarbeidet som følge av stykkprisordningen. Mindre ineffektiv jobbing i avklaringsarbeidet, fører til at saksbehandlingstiden går ned for denne aktiviteten ut over i forsøksperioden. I oppfølgingsarbeidet er det derimot ingen ordninger som gjør det dyrere og være ineffektiv – det blir snarere relativt sett billigere. Man har derfor ikke samme sterke incentiver til å redusere ventetiden på tiltak. Gitt at det er en viss ineffektivitet eller slakk i organisasjonen, kan man si at stykkprisordningen bidrar til vridningseffekter som fører til at slakken i vris fra avklarings- til oppfølgingsarbeidet.

Det er problematisk å gi et klart og entydig svar på de problemstillingene som reises i dette avsnittet. For en grundigere analyse av disse forholdene burde vi hatt bedre data til rådighet, bl.a. for en lenger periode etter iverksetting av forsøket.

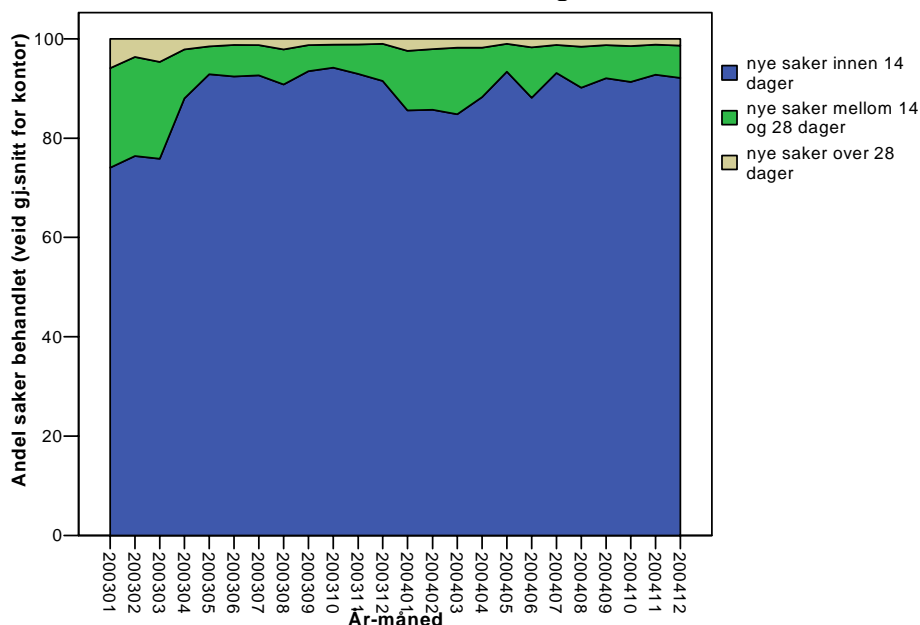
3.3 Bonusordningen

Formålet med bonusordningen for rask behandling av dagpengesøknader er som navnet tilsier å redusere saksbehandlingstiden for dagpengesøknader. For nye saker som behandles innen 14 dager fra søknaden er innlevert utløses en bonus på 150 kroner. Dersom det tar over 28 dager å behandle en ny søknad, får man et tilsvarende fratrekk på 150 kroner. Gjenopptakelsessaker som behandles innen 14 dager belønnes med 50 kroner og med et tilsvarende fratrekk for saker som ikke behandles innen 28 dager.

Ordningen ble iverksatt i mars 2003 og opprinnelig var intensjonen å undersøke effekten av ordningen ved å sammenligne saksbehandlingstiden før og etter dette tidspunktet. Det viste seg imidlertid at det ikke fantes sammenlignbart datagrunnlag som strakte seg lengre tilbake enn 1.1.2003. Det betyr at vi kun har en sammenligningsperiode på 2-3 måneder, noe som i seg selv gjør det vanskelig å identifisere effektene av bonusordningen. I tillegg til at vi har en kort sammenligningsperiode, var det som nevnt over, en ekstraordinær periode for Aetat i forkant av at ordningen ble innført. Samlet sett tilsier dette at det er vanskelig å skille eventuelle effekter av bonusordningen fra effekten av andre forhold som opptrer omtrent samtidig.

I denne analysen måler vi ikke endringer i gjennomsnittlig saksbehandlingstid, men andelen saker som behandles innen 14 dager. Det betyr at selv om vi finner at flere saker behandles innenfor denne tidsperioden, trenger ikke den gjennomsnittlige saksbehandlingstiden gå ned. Vi har likevel valgt å benytte andelen saker som behandles innen 14 dager som mål fordi dette målet er i samsvar med kravene til utbetaling av bonus.

Av Figur 3.4 ser vi at det fra mars 2003 er en markant økning i andelen nye dagpengesøknader som behandles innen 14 dager. På sitt beste finner vi at det er godt over 90 % av sakene som behandles innen 14 dager, mens andelen forut for ordningen lå på omtrent 75 %. Tilsvarende finner vi en klar nedgang i saker som er behandlet mellom 14 og 28 dager, samt en liten nedgang i andelen saker med behandlingstid over 28 dager. Den markante endringen vi ser rett etter at ordningen ble innført, tilsier i det minste at bonusordningen har vært en medvirkende årsak til å korte ned saksbehandlingstiden.

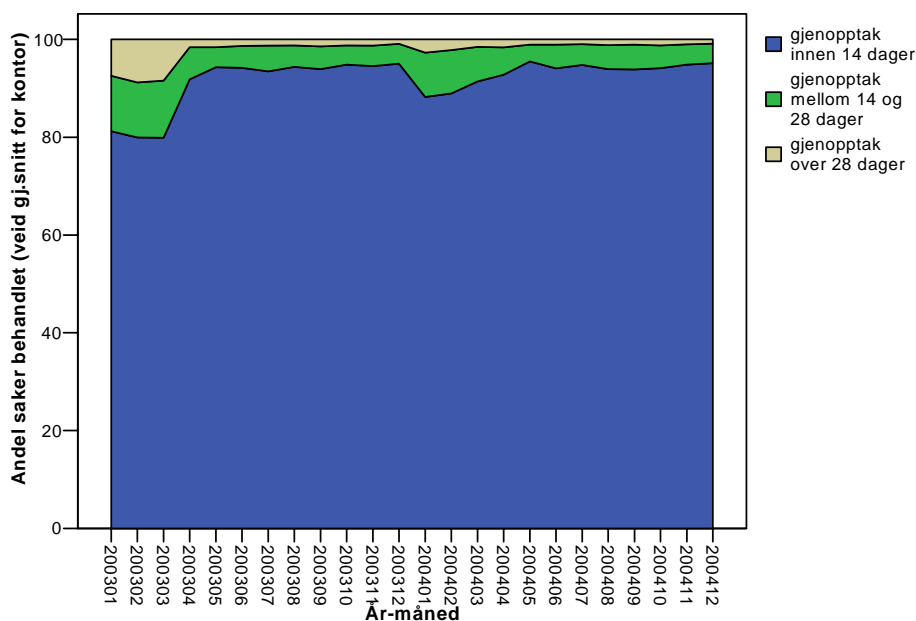


Figur 3.4. Andelen nye dagpengesøknader behandlet innen 14 dager og 28 dager.³

Figur 3.4 viser også at det er en økning i andelen nye saker behandlet innen 14 dager de to første månedene av 2004 med en påfølgende forbedring i mars. Data fra de første månedene i 2005 viser et tilsvarende mønster og mye kan således tyde på at vi har å gjøre med en viss regelmessighet de to første månedene av året. Dette har sammenheng med at tilgangen på nye søkere er markant høyere de to første månedene av året. Det betyr dermed at nedgangen i saksbehandlingstiden etter innføringen av ordningen kan skyldes at man naturlig tar seg inn igjen etter en stor pågang med søknader de to første månedene. Vi har imidlertid

³ Beregningene har tatt utgangspunkt i gjennomsnittet for hvert arbeidskontor/forvaltningskontor. I beregningene har vi imidlertid veid gjennomsnittet i forhold til antall dagpengesøknader ved hvert kontor. Det betyr at figuren reflekterer de samlede resultatene på landsbasis.

ikke data som kan si noe om dette er regelmessigheter som også gjorde seg gjeldende forut for innføringen av bonusordningen. Det kan nemlig også være slik at bonusordningen har bidratt til at man raskere tar seg inn igjen etter stor pågang med nye saker de to første månedene av året.



Figur 3.5. Andelen gjenopptatte dagpengesøknader behandlet innen 14 dager og 28 dager.

Figur 3.5 viser på samme måte som i Figur 3.1 at det også er en klar økning i andelen gjenopptatte saker som er behandlet innen 14 dager. Mens det forut for innføringen av bonusordningen var omtrent 80 % av sakene som ble behandlet innen 14 dager, var det etter innføringen av ordningen godt over 90 %. Det som er spesielt når det gjelder gjenopptakelsessaker er at andelen med saksbehandlingstid over 28 dager var forholdsvis høy og at denne andelen har gått markant ned etter innføringen av bonusordningen. Men på samme måte som for nye dagpengesøknader, ser vi også her at det er sesongsvingninger som kan forklare noe av den nedgangen i saksbehandlingstid vi observerer etter at bonusordningen ble innført.

Selv om resultatene fremstår som gode etter at ordningen ble innført, er det ikke nødvendigvis slik at det er bonusordningen i seg selv som er årsaken. Vi har derfor også søkt etter alternative forklaringer. Med utgangspunktet i datamaterialet har vi mulighet for å teste tre alternative hypoteser:

1. Forbedringene skyldes mer naturlige svingninger som følge av stor pågang med nye saker i januar og februar.
2. Forbedringene skyldes en mer kontinuerlig forbedring og opplæring i Arena
3. Forbedringene skyldes organisatoriske endringer og sentralisering av saksbehandlingen av dagpenger.

For å teste de tre hypotesene har vi benyttet oss av en enkel regresjonsmodell. Hovedhypotesen om at forbedringene skyldes bonusordningen testes ved å legge inn en dummyvariabel i analysemodellen fra og med mars 2003. Med denne tester vi dermed forskjellen i saksbehandlingstid før og etter innføringen av bonusordningen. Den første alternative hypotesen tester vi ved å legge inn i modellen antall saker som behandles hver måned for hvert kontor. Her ønsker vi med andre ord å kontrollere for at forbedringene ikke skyldes sesongsvingninger som tilsynelatende finner sted i januar og februar. Den andre alternative hypotesen tester vi ved å legge inn et trendledd med tanke på å identifisere reduksjon i dagpengebehandlingen som skyldes mer kontinuerlig forbedringer og opplæring i bruken av Arena. Den tredje alternative hypotesen har vi testet ved å legge inn en dummy-variabel for hvorvidt sakene behandles ved et fylkesvis forvaltningskontor eller ikke.

Den første modellen i Tabell 3.3 viser som antydning, at det er en klar økning i andelen saker behandlet innen 14 dager etter innføringen av bonusordningen. Gjennomsnittlig er forskjellen før og etter på omtrent 15 prosentpoeng. I de øvrige modellene har vi suksessivt kontrollert for de øvrige faktorene som kan tenkes å ha betydning for saksbehandlingstiden og som er målbare.

I modell 2 har vi testet for et trendledd som har til hensikt å måle en mer kontinuerlig forbedring over tid, bl.a. som en følge av saksbehandlingssystemet Arena. Vi ser her at trendleddet er signifikant positivt, noe som betyr at vi har en kontinuerlig nedgang i saksbehandlingstid i løpet av 2003 og 2004, uavhengig av den effekten vi finner etter at bonusordningen ble innført. Trendleddet er imidlertid forholdsvis svakt. Vi ser likevel at trendleddet fanger opp noe av forklaringskraften i forsøksvariabelen. Når vi kontrollerer for trendleddet finner vi at forskjellen i andelen nye saker, behandlet innen 14 dager før og etter innføringen av ordningen, reduseres til omtrent 13 prosentpoeng.

I modell 3 har vi kontrollert for sesongvariasjoner i tilgangen av nye saker. Her finner vi som forventet en negativ signifikant effekt. Det betyr at jo større tilgangen av saker det er den aktuelle måneden, desto færre av sakene behandles innen 14 dager. Som vi var inne på over, var det spesielt i januar og februar at tilgangen av saker var spesielt stor. Variabelen er med andre ord ment

å kontrollere for reduksjonen i saksbehandlingstiden som skyldes de naturlige svingningene av økt tilgang av saker de to første månedene i året. Når vi kontrollerer for dette, finner vi at forskjellen før og etter innføringen av bonusordningen reduseres til i underkant av 12 prosentpoeng.

Tabell 3.3 Bonusordningens betydning for estimering av andelen nye dagpengesøknader som behandles innen 14 dager. Lineær regresjonsmodell.

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4
Konstant	76,8	76,6	80,2	80,3
Forsøktidspunkt	14,7***	12,8***	11,7***	11,7***
Månedstrend		0,17***	0,15***	0,16***
Sakstilgang			-0,26***	-0,26***
Forvaltningskontor				-2,5**
R ²	10,6	11,2	12,3	12,5

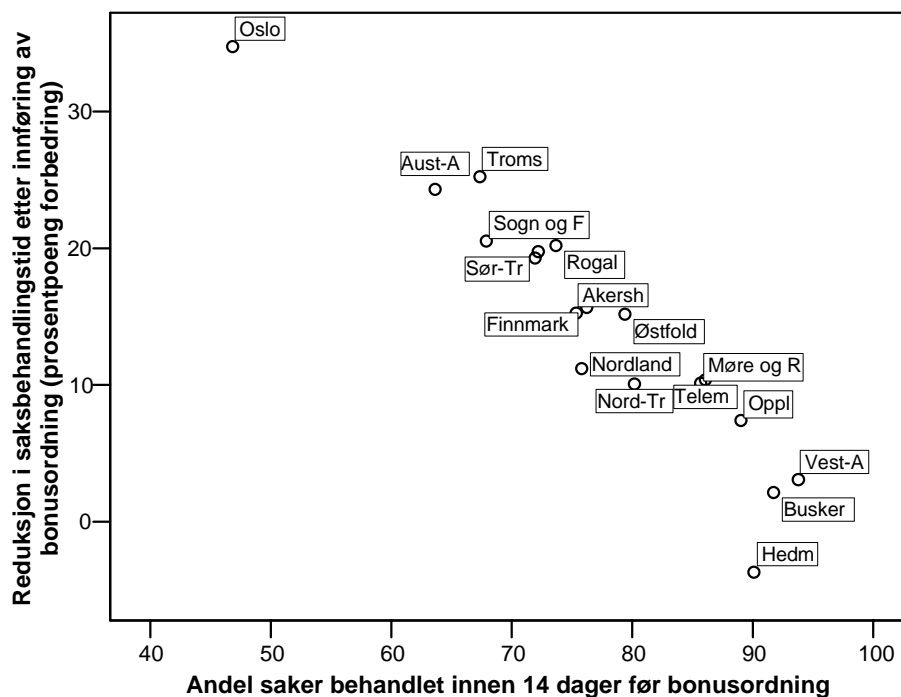
I modell 4 har vi kontrollert for om nedgangen i dagpengesøknader eventuelt kan skyldes etableringen av forvaltningskontorer i løpet av 2003 og 2004. Denne typen spesialisering forventes å bidra positivt til en raskere behandling av dagpengesøknader. Resultatene viser imidlertid at dette ikke er tilfellet. Det viser seg tvert imot at disse har et dårligere resultat enn de arbeidskontorene som behandler dagpengene på egenhånd. Dette skyldes først og fremst at de hadde spesielt dårlige resultater forut for innføringen av bonusordningen. Etter innføringen av bonusordningen hadde disse kontorene like gode, men samlet sett ikke bedre resultater enn andre arbeidskontor. Det er med andre ord ikke slik at sentraliseringen av behandlingen av dagpenger til et eget forvaltningskontor har bidratt til å korte ned saksbehandlingstiden. Forklaringen på dette kan imidlertid være at de sakene som behandles ved et forvaltningskontor har en lengre postgang og trenger ikke bety at disse kontorene jobber mindre effektivt. Tvert imot er det rimelig å anta at spesialiseringen av denne typen tjenester bidrar til effektivisering i betydning av at det behandles flere saker for en gitt ressursinnsats. Denne antagelsen er også i tråd med erfaringer fra den første devalueringen (Møller 2004). Det er derfor mulig at forvaltningskontorene kan ha bidratt til å forlenge saksbehandlingstiden samtidig som de har bidratt til å oppnå ressursmessige effektiviseringsgevinster.

Datamaterialet vi har til rådighet og analysemodellen over gir en viss støtte til de alternative forklaringsfaktorene, bortsett den siste der vi antok at saksbehandlingstiden hadde gått ned der man hadde etablert forvaltningskontorer. Det er imidlertid ingen av dem som fullt ut kan forklare den relativt markante nedgangen i saksbehandlingstiden for nye dagpengesøknader etter at bo-

nusordningen ble innført. Dette styrker derfor antagelsen om at bonusordningen har hatt en viss betydning. Vi kan imidlertid ikke med utgangspunkt i analysen over, bekrefte dette. Som vi har vært inne på over er det flere forhold vi ikke har kontrollert for i modellen. Bl.a. gjelder dette den økte ressursinnsatsen som kom i form av nye stillinger. Samtidig er sammenligningsperioden her relativt kort og sannsynligvis preget av etterdønninger etter den vanskelige situasjonen etaten hadde i 2002. Den markante forbedringen i mars 2003 kan dermed vel så mye være et resultat av at man nettopp på dette tidspunktet hadde muligheter til å ta igjen det tapte (som følge av færre saker), at den personalmessige situasjonen bedret seg og at datasystemet Arene etter hvert fungerte mer effektivt. Vi har heller ikke kontroll med hvordan kontorene eventuelt omprioriterte ressurser fra andre områder til behandling av dagpengesøknader.

Det vi ellers finner er at det i forkant av bonusordningen var relativt store variasjoner mellom fylkene i andel av sakene som ble behandlet innen 14 dager. For eksempel finner vi at oslokontorene i snitt hadde en andel på i underkant av 50 % saker behandlet innen 14 dager. Kontorene i Aust-Agder, Troms og Sogn- og Fjordane lå på mellom 60 og 70 %, mens kontorene i Vest-Agder, Buskerud og Hedmark hadde en andel på over 90 %. Figur 3.6 viser at det var de kontorene som lå dårligst an, som også hadde den største forbedringen etter at ordningen ble innført. Det betyr at flere fylker hadde relativt gode resultater allerede før ordningen ble iverksatt og at forbedringspotensialet var forholdsvis lite. Dette gir dermed grunnlag for å stille spørsmål om ordningen var like hensiktsmessig i alle fylkene.

Det er også rimelig å anta at økningen i andelen dagpengesaker som er behandlet innen 14 dager, skyldes økt ressurstilgang. Vi har imidlertid bare hatt tilgang på ressursdata på fylkesnivå og for fylket som helhet (dvs. ikke fordelt på virksomhetsområder). Vi har likevel forsøkt å legge inn informasjon om ressurstilgangen i analysemodellene. Med ressurser mener vi da personalressurser. I den sammenheng er det verdt å merke seg at Aetat opplevde en klar nedgang i personalressursene fra 2000 og frem til og med 2002. Samlet sett var personalbeholdningen redusert med 16 % fra utgangen av 2000 til utgangen av 2002. Tilsvarende får vi en økning i personalressursene fra utgangen av 2002 til utgangen av 2003 på 20 %.



Figur 3.6. Sammenheng mellom behandlingstid før og etter innføringen av bonusordningen.

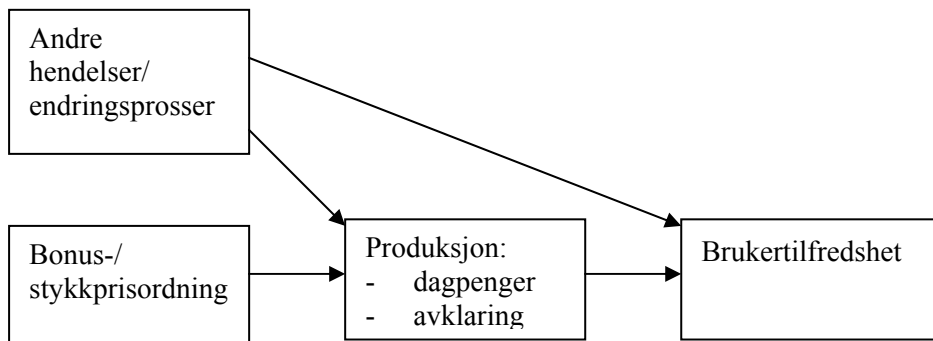
Når vi tester for om ressursøkningen fra utgangen av 2002 til utgangen av 2003 påvirker andelen behandlede saker i det aktuelle fylket, finner vi imidlertid en negativ sammenheng. Det vil si at jo større ressursøkning, desto lengre er saksbehandlingstiden. Dette har åpenbart sammenheng med at de kontorene som opprinnelig har hatt størst ressursmangel og lengst saksbehandlingstid, er de kontorene som samtidig har fått størst økning i ressurser. Vi finner dermed en omvendt kausalitet i den forstand at det er de med dårligst resultat som også har fått størst ressursøkning. Normalt vil vi kunne fange opp dette gjennom å studere sammenhengene mellom ressurstilgangen (økningen) det ene året og virkningene det neste. Dette er imidlertid ikke mulig å gjøre med dette datamaterialet siden vi kun har ressursdata på årsbasis og kun to relevante årganger.

3.4 Brukerundersøkelse

I dette kapitlet vil vi se nærmere på om de interne forsøksordningene har hatt noen betydning for brukergruppene og deres opplevelser i møtet med Aetat. Til dette har vi benyttet Aetats halvårlige surveyundersøkelser fra og med våren

2001 og fram til og med våren 2004. Utvalget i disse undersøkelsene er både yrkeshemmede og ordinære arbeidssøkere. Intensjonen er å se hvorvidt brukertilfredsheten endrer seg i positiv retning etter innføringen av de interne ordningene og om dette kan knyttes opp mot de interne finansieringsordningene.

På samme måte som over, er det også her vanskelig å isolere effekten av bonusordningen og stykkprisordningen fra andre forhold som opptrer på samme tid. Selv om vi kan observere en positiv utvikling i brukertilfredsheten, er det ikke nødvendigvis slik at disse skyldes stykkpris- og bonusordningen. Større organisatoriske endringer og endringer i arbeidsprosedyrene i samme periode kan også ha påvirket både produksjon og brukertilfredshet. Årsak – virkningsproblematikken kan fremstilles som i figuren under.



Vår antagelse går ut på at bonus- og stykkprisordningen gjennom raskere behandling av dagpengesøknader og raskere avklaring av yrkeshemmede (produksjon), gir seg utslag i økt brukertilfredshet. Det er med andre ord reduserte ventetider vi forventer gir seg utslag i økt brukertilfredshet. utfordringen her er imidlertid å isolere effekten av bonus- og stykkprisordningen fra andre samtidige hendelser og endringsprosesser. For det første kan det her være andre faktorer som påvirker produksjonen direkte og som dermed gir seg utslag i økt brukertilfredshet. Dette kan for eksempel være forbedringer i saksbehandlingssystemet eller organisatoriske endringer (som ikke er motivert ut fra innføringen av de nye finansieringsformene). For det andre kan andre faktorer påvirke brukertilfredsheten direkte, uavhengig av om produksjonen blir bedre eller dårligere. I et forsøk på å løse disse metodiske problemene, har vi analysert data både etter en tidsdimensjon (før-etter analyse) og en tverrsnittdimensjon (variasjoner på tvers av arbeidskontor).

3.4.1 Beskrivelse av datagrunnlaget

Datagrunnlaget som er benyttet er Aetats egen brukerundersøkelse som er gjennomført halvårlig fra og med våren 2001. Utvalget består av yrkeshemmede og ordinære ledige. Størrelsen på utvalget er omtrent 6000 i hver runde. Unntaket er brukerundersøkelsen som ble gjennomført våren 2003. Som følge av kodefeil omfatter denne bare ordinære arbeidssøkere – til sammen omtrent 3000 respondenter.

Som nevnt tidligere er vi her avhengig av den spørsmålsformuleringen som er bruk i Aetats undersøkelse og kun de spørsmålene som er formulert like-lydende i flere undersøkelser. De spørsmålene som tilfredsstill disse kravene, og som samtidig har en viss relevans for problemstillingen, er følgende:

- Hvor fornøyd er du med servicen du har fått hos Aetat helhetlig sett?
- Jeg ble møtt med respekt når jeg henvendte meg til Aetat (enig eller uenig)
- Jeg er trygg på at Aetat ivaretar mine rettigheter (enig eller uenig)

De to førstnevnte spørsmålene er benyttet i hele perioden fra våren 2001 og frem til våren 2004. Det siste spørsmålet er benyttet fra våren 2002 og frem til våren 2004. Som nevnt består utvalget våren 2003 kun av ordinære arbeidssøkere.

Vi vil forvente at spørsmålet om brukernes tilfredshet med servicen i Aetat helhetlig sett, er det spørsmålet som i størst grad vil fange opp brukertilfredsheten med ventetiden på henholdsvis avklaring og behandling av dagpenge-søknader. Dette spørsmålet vil fange opp mange aspekter, men saksbehandlingstiden viser seg som regel å være et viktig aspekt i vurderingen av servicen, jf. Møller (2004). De to andre spørsmålene er rettet mot andre forhold og vil bare indirekte kunne si noe om saksbehandlingstiden på avklaring/dagpengebehandling. Vi vil likevel anta at svarene på disse spørsmålene vil være påvirket av avklaringstid og dagpengebehandling. Vi skal likevel være forsiktige med tolkningen av de to sistnevnte spørsmålene siden det er en større risiko for at vi måler andre ting enn det vi er ute etter å måle virkningen av. Resultatene fra analysen av disse to spørsmålene er presentert i vedlegget.

I den grad målet med raskere avklaringer er oppnådd, tenker vi oss derfor at dette vil gi seg utslag i en mer positiv opplevelse blant de yrkeshemmede. Nå vil det imidlertid alltid ta noe tid fra et forsøk settes i gang til man kan forvente virkninger av det. Stykkprisordningen ble innført høsten 2002, men det er lite sannsynlig at vi kan se virkninger av ordningen på dette tidspunktet. Siden bru-

kerundersøkelsen våren 2003 ikke omfatter yrkeshemmede, kan vi dermed først forvente å finne effekter høsten 2003.

I den grad tiltaket med bonus for rask behandling av dagpengesøknader fungerer etter sine intensjoner vil dette innebære at de ledige raskere enn tidligere vil motta sine dagpenger og dermed til en mer positiv opplevelse av Aetat blant de ordinære arbeidssøkerne. I så fall venter vi å finne at effekten på brukertilfredsheten tidligst slår ut våren 2003, men det kan også være at effektene ikke fremkommer før høsten 2003.

I forhold til den tredje ordningen – bonus for mer effektiv tiltaksbruk – er det lite sannsynlig at vi finner effekter på brukertilfredsheten. Årsaken til dette er at de tre fylkene som omfattes av denne ordningen i liten grad har blitt påvirket av bonusordningen og at det arbeidet som er utført gjerne er motivert ut fra andre forhold enn bonusordningen. Vi har derfor valgt å ikke gjennomføre en egen analyse av denne ordningen her.

Resultatene i den første delen er presentert på to måter. For hvert av spørsmålene har vi først presentert en enkel frekvenstabell over andelen som har svart at de er fornøyd med den aktuelle tjenesten. På en skala fra 1-6 omfatter dette de som har krysset av på 5 eller 6. I tillegg har vi forsøkt å analysere virkningen av forsøkene ved hjelp av regresjonsmodeller. Disse tabellene sammenfatter flere analysemodeller for henholdsvis yrkeshemmede og ordinære arbeidssøkere. I modell 1 inngår kun en dummyvariabel for det tidspunktet vi antar ordningene vil innvirke på brukertilfredsheten. Denne modellen består igjen av tre varianter. I den første varianten (a) har vi lagt inn en dummyvariabel fra og med våren 2003. Denne gjelder bare ordinære arbeidssøkere siden vi ikke har data for yrkeshemmede dette halvåret. I den andre varianten (b) er det lagt inn en dummyvariabel fra og med høsten 2003 og i den siste varianten (c) er det lagt inn en dummyvariabel for det siste halvåret, dvs. våren 2004. Som nevnt forventer vi imidlertid at effekten først og fremst slår ut fra og med høsten 2003 for begge ordningene. I modell 2 har vi i tillegg kontrollert for bakgrunnskennetegn som alder, kjønn, utdanning, ledighetens varighet og innvandrerbakgrunn. I modell 3 har vi også lagt inn et trendledd med tanke på å isolere effekten av en generell utviklingstrend som har årsak i andre forhold, fra eventuelle effekter av forsøkene.

3.4.2 Brukernes fornøydhet med servicen

Fra våren 2001 ble respondentene bedt om å gi uttrykk for sin mening om servicen i Aetat. Det er spesielt i forhold til dette spørsmålet at vi kan forvente at ordningene har gitt utslag i form av økt brukertilfredshet. Som nevnt forventer vi at virkningen av begge ordningene først vil slå ut høsten 2003.

Tabell 3.4. "Hvor fornøyd er du med servicen du har fått hos Aetat helhetlig sett?" Andelen som er godt fornøyd (dvs. de som har kryssset av 5 eller 6 på en skala fra 1-6).

	Andelen fornøyd (Yrkeshemmede)	Andelen fornøyd (Ordinære ledige)	Totalt
Vår 2001	48	38	41
Høst 2001	45	37	40
Vår 2002	42	40	41
Høst 2002	43	38	40
Vår 2003	-	43	43
Høst 2003	49	40	43
Vår 2004	53	44	46
Totalt	47	40	42

I Tabell 3.4 ser vi en positiv utvikling i brukertilfredsheten både for yrkeshemmede og ordinære ledige. Når det gjelder de yrkeshemmede, finner vi som forventet, en klar økning i brukertilfredsheten fra og med høsten 2003. Det er også interessant å se at brukertilfredsheten er høyere fra høsten 2003 enn den var før 2002, dvs. før den ekstraordinære situasjonen i Aetat. Brukertilfredsheten til de ordinære arbeidssøkerne er derimot noe mer variabel fra halvår til halvår. Vi ser likevel også her en tendens til at brukertilfredsheten øker i perioden, men med en negativ utvikling høsten 2002 og høsten 2003.

I Tabell 3.5 har vi ved hjelp av en regresjonsmodell estimert tidseffekten på brukertilfredsheten. Vi ser her en klar positiv effekt for de yrkeshemmede fra og med høsten 2003. Effekten påvirkes i liten grad av andre individuelle bakgrunnskjennetegn (modell 2). Effekten svekkes heller ikke når vi kontrollerer for trendleddet (modell 3), dvs. et mål på en gradvis utviklingstendens. Dette bekrefter dermed at det er et klart positivt brudd i brukertilfredsheten etter innføringen av stykkprisordningen. Men som nevnt tidligere er det her vanskelig å skille eventuelle effekter av stykkprisordningen fra effekten av at Aetat fikk løst sine tekniske problemer og økte sin bemanning. Vi kan imidlertid ikke utelukke at den økte brukertilfredsheten skyldes innføringen av stykkprisordningen.

Tabell 3.5. Estimering av brukertilfredshet på spørsmålet: "Hvor fornøyd er du med servicen du har fått hos Aetat helhetlig sett". Lineær regresjonsmodell.

	Yrkeshemmede			Ordinære ledige		
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 1	Modell 2	Modell 3
a. Vår 2003 → (d)				,183**	,202**	,174**
b. Høst 2003 → (d)	,209**	,197**	,285**	,112**	,128**	-,048
c. Vår 2004 → (d)	,260**	,248**	,227**	,159**	,155**	-,003
Alder		(+)**	(+)**		(+)**	(+)**
Kjønn (kvinne)		(+)**	(+)**		(+)**	(+)**
Utdanning		(-)**	(-)**		(-)**	(-)**
Ledighetens Varighet		(-)	(-)		(-)**	(-)**
Innv.bakgrunn		(+)	(+)		(+)**	(+)**
Trend			(-/+)			(+)-/**/**

** Signifikant på 5 % nivå. ** Signifikant på 1 % nivå.

I forhold til de ordinære arbeidssøkerne, ser vi en positiv effekt allerede våren 2003. Men som nevnt over, er det kanskje for tidlig å forvente effekter av bonusordningen på dette tidspunktet. Vi finner en tilsvarende positiv effekt dersom vi setter et skille høsten 2003, noe som kan bety at vi får en positiv utvikling som følge av bonusordningen. Imidlertid ser vi at denne effekten forsvinner når vi kontrollerer for et positivt signifikant trendledd (modell 3). Dette indikerer dermed at vi heller har å gjøre med en gradvis positiv utvikling som skyldes andre forbedringsprosesser, enn at det er en effekt av bonusordningen. Det ligger imidlertid en viss usikkerhet her i forhold til om vi kan forvente å finne effekter allerede første våren 2003.

Analysene av de to øvrige spørsmålene som omhandler hvordan brukerne opplever at de blir møtt med respekt og om Aetat ivaretar deres rettigheter, gir ikke like klare resultater som analysen av spørsmålet om tilfredsheten med den generelle servicen. Når det gjelder de yrkeshemmede, finner vi riktignok en effekt høsten 2003, men denne blir fanget opp av trendleddet. Derimot finner vi en effekt våren 2004. Denne effekten kommer imidlertid såpass sent at vi neppe kan knytte den til innføringen av stykkprisordningen. Når det gjelder de ordinære ledige (dvs. bonusordningen), er resultatene noe mer blandet. I forhold til brukernes opplevelse av å bli møtt med respekt, finner vi en effekt høsten 2003, men ikke for det andre spørsmålet. Resultatene er imidlertid ikke overraskende

siden begge disse spørsmålene er mindre ”treffsikke” i forhold til vårt formål enn spørsmålet om den generelle servicen. I den videre analysen har vi derfor kun konsentrert oss om det sistnevnte spørsmålet.

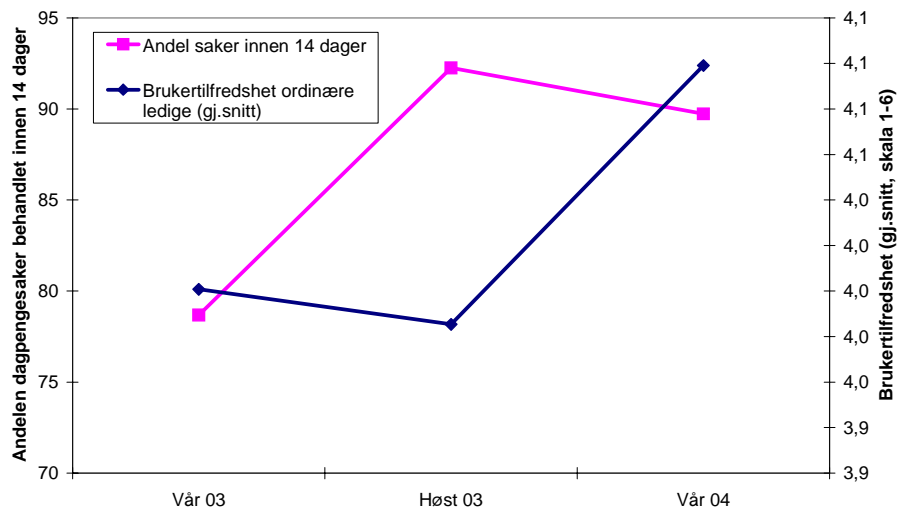
3.4.3 Sammenhengen mellom produksjonsforbedringer og brukertilfredshet

Resultatene over er usikre i den forstand at vi faktisk bare måler utviklingen over tid i en periode det foregår mange samtidige hendelser. Et problem her er at analysene over ikke knytter resultatene direkte opp mot den produksjonen som bonus- og stykkprisordningen er ment å forbedre. Dersom et kontor i løpet av analyseperioden ikke har klart å oppnå bedre resultater på avklaring eller behandling av dagpengesøknader, kan vi heller ikke knytte en eventuell forbedring i brukertilfredsheten til denne produksjonen eller til bonus- eller stykkprisordningen. Om vi derimot finner at det er en sammenheng mellom en forbedret produksjon (i den aktuelle tidsperioden) og økt brukertilfredshet, kan vi i det minste knytte det bruddet vi finner til den produksjonen bonus- og stykkprisordningen er ment å forbedre.

I den påfølgende analysen har vi derfor koblet data fra brukerundersøkelsene (individnivå) sammen med data om produksjon av dagpengesøknader og avklaring av yrkeshemmede (på kontornivå). Hensikten er som nevnt over, å undersøke hvorvidt a) produksjonen påvirker brukertilfredsheten og b) om produksjonstallene kan forklare den økte brukertilfredsheten over tid. I den grad vi finner at produksjonstallene kan forklare økt brukertilfredshet over tid, underbygger det i så fall antakelsen om at en positiv utvikling av brukertilfredsheten kan knyttes til innføringen av bonus- og stykkprisordningen.

Vi vil først se på utviklingen over tid for brukertilfredsheten til de ordinære ledige og produksjonsutviklingen for behandling av dagpengesøknader. Figur 3.7 viser at det var en klar produksjonsforbedring i antall dagpengesøknader som ble behandlet innen 14 dager fra våren 2003 til høsten 2003. Samtidig ser vi en liten nedgang frem til våren 2004. Som nevnt tidligere, skyldes dette sannsynligvis økt tilgang av saker de to første månedene av året.

Dersom vi ser på brukertilfredsheten for de ordinære ledige i den samme perioden, finner vi at den holder seg forholdsvis stabil fra våren 2003 og frem til høsten 2003, mens økningen kommer våren 2004. Det betyr at en reduksjon i saksbehandlingstiden på behandling av dagpengesøknader våren 2003 følges av en økt brukertilfreds halvåret etter. Som antydnet tidligere, betyr det ikke nødvendigvis at det ene er årsak til det andre.



Figur 3.7. Brukertilfredshet og behandlingstid for dagpenger.

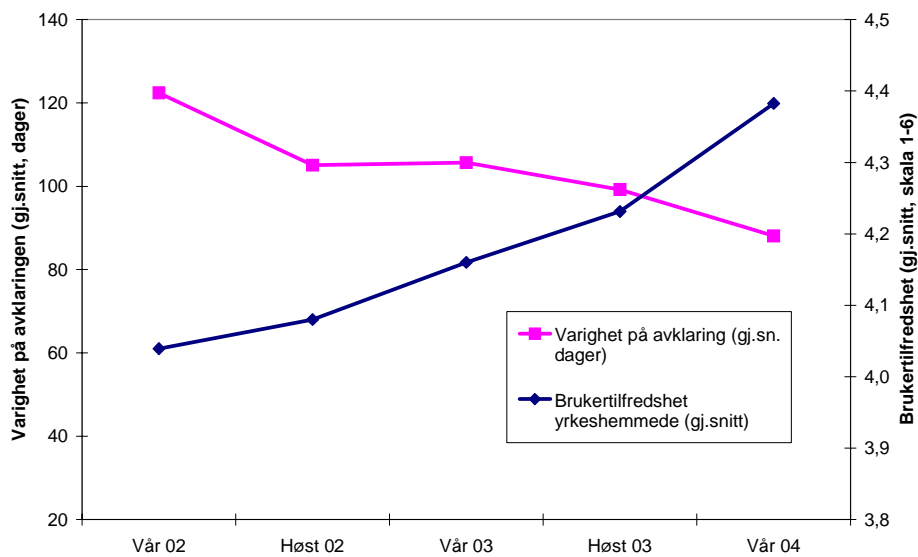
I Tabell 3.6 har vi estimert brukertilfredsheten ved hjelp av en regresjonsmodell. I modell 1 har vi kun tatt med tre dummyvariabler for det halvåret brukertilfredsheten er gjennomført. Her ser vi som angitt i figuren over, at det ikke er noen signifikant endring i brukertilfredsheten fra våren 2003 til høsten 2003, men at det er en positiv signifikant økning våren 2004.

Tabell 3.6. Estimering av brukertilfredshet "forhøyd med servicen helhetlig sett". Ordinære ledige.

	Modell 1	Modell 2	Modell 3
Konstant	4,009	3,570	3,718
Vår 2003 (referanse)	-	-	-
Høst 2003	-,026	-,098**	-,124**
Vår 2004	,094**	,046	,057
Andel avklarte innen 14 dager (kontor)		,006***	,005***
Alder			,068***
Kjønn (kvinne)			,111***
Utdanning			-,082***
Ledighetens varighet			-,022***

I modell 2 har vi kontrollert for andelen dagpengesøknader som er behandlet innen 14 dager ved det arbeidskontoret respondentene er tilknyttet. Som forventet, finner vi en klar positiv sammenheng mellom rask saksbehandling (andel saker behandlet innen 14 dager) og brukertilfredshet. Samtidig ser vi at saksbehandlingstiden påvirker utviklingen av brukertilfredsheten fra våren 2003 til høsten 2003. Det fremkommer ved at estimatet for høsten 2003 og våren 2004 svekkes i forhold til våren 2003, men at den relative forskjellen mellom høsten 2003 og våren 2004 ikke endrer seg vesentlig. Når vi kontrollerer for saksbehandlingstiden, blir brukertilfredsheten høsten 2003 signifikant negativ sammenlignet med våren 2003, mens estimatet for våren 2004 ikke blir signifikant forskjellig fra våren 2003.

Det betyr at saksbehandlingstiden faktisk hadde betydning for brukertilfredsheten våren 2003. Den relativt lange saksbehandlingstiden dette halvåret (dvs. de tre første månedene) bidro med andre ord til å redusere brukertilfredsheten dette halvåret. Samtidig skulle vi forventet at forbedringen i saksbehandlingstiden høsten 2003 skulle bidratt til å heve brukertilfredsheten, noe vi ser den ikke gjør. Til tross for at det var en større andel som fikk behandlet dagpengesakene sine i løpet av 14 dager, ser vi tvert imot at brukertilfredsheten synker. Her er det åpenbart andre forklaringsfaktorer som spiller inn og som vi ikke har informasjon om i vårt datamateriale. Koblingen mellom innføringen av bonusordningen, den påfølgende nedgangen i saksbehandlingstiden og brukertilfredsheten er derfor noe uklar når det gjelder de ordinære ledige.



Figur 3.8 Brukertilfredshet og avklaringstid.

Figur 3.8 viser utvikling av varigheten på avklaringer og brukertilfredsheten blant yrkeshemmede i perioden våren 2002 til våren 2004. Vi ser at det på den ene siden er en positiv utvikling i brukertilfredsheten og på den andre siden en nedgang i varigheten på avklaringene. Her skulle vi derfor forvente å finne at den positive utviklingen i brukertilfredsheten kan forklares av redusert saksbehandlingstid.

Tabell 3.7. Estimering av brukertilfredshet, yrkeshemmede.

	Modell 1	Modell 2	Modell 3
Konstant	4,033	4,384	4,107
Vår 2002 (referanse)	-	-	-
Høst 2002	,027	-,026	-,027
Høst 2003	,202***	,126**	,125**
Vår 2004	,347***	,238***	,238***
Varighet på avklaring		-,003***	-,003***
Alder			,178***
Kjønn (kvinne)			,122***
Utdanning			-,071***
Ledighetens varighet			-,004

Tabell 3.7 viser som det fremgår av grafen over, en positiv utvikling av brukertilfredsheten fra høsten 2003. Videre fremgår det at jo lengre avklaringen varer, desto mindre fornøyd er de yrkeshemmede. Dette ser vi svekker effekten i trendleddet. Med andre ord kan vi her se en tendens til at den positive utviklingen på brukertilfredsheten delvis kan forklares av varigheten på avklaringene. Men samtidig ser vi at brukertilfredsheten har en klar positiv utvikling uavhengig av hvor rask avklaringene er. Det betyr at det også er andre faktorer som forklarer denne utviklingen. Samtidig er det ikke nødvendigvis slik at varigheten på avklaringene ble redusert som en følge av stykkprisordningen. Det vi derimot kan konkludere med er at reduksjon i saksbehandlingstiden har påvirket brukertilfredsheten blant de yrkeshemmede i positiv retning.

3.5 Oppsummering

I dette kapitlet har vi tatt for oss de interne incentivbaserte finansieringsordningene i Aetat. Metodisk har evalueringen av disse ordningene vært utfordrende på to måter. For det første er både stykkprisordningen for avklaring av yrkeshemmede og bonusordningen for rask behandling av dagpengesøknader innført i alle fylkene, noe som gjør at vi i utgangspunktet bare har mulighet til å sammenligne effektene før og etter innføringen av ordningen. For det andre ble ordningene innført i etterkant av en periode som hadde vært spesielt vanskelig for etaten, bl.a. i forhold til ressursmangler og tekniske problemer med saksbehandlingssystemet Arena.

Kapitlet omfatter to typer analyser. I den ene analysen er formålet å undersøke hvorvidt de interne ordningene har hatt noen effekt på produksjonen av henholdsvis avklaringer for yrkeshemmede og behandling av dagpengesøknader for ordinære arbeidssøkere. I den andre analysen har vi forsøkt å undersøke hvorvidt resultatene av de to ordningene har påvirket brukertilfredshetene til henholdsvis yrkeshemmede og ordinære arbeidssøkere.

Når det gjelder bonusordningen for rask behandling av dagpengesøknader, finner vi en klar reduksjon i saksbehandlingstiden på det tidspunktet ordningen ble innført. I analysen har vi forsøkt å kontrollere for andre faktorer som eventuelt kan forklare denne utviklingen. Men selv når vi kontrollerer for disse faktorene, finner vi fremdeles en klar positiv effekt på saksbehandlingstiden i etterkant av at bonusordningen ble innført. Dette styrker dermed antagelsen om at bonusordningen har hatt en positiv betydning. Vi skal imidlertid tolke resultatene med forsiktighet, ikke minst fordi vi ikke har inkludert informasjon om ressurstilgang i analysemodellen. Omtrent samtidig med innføringen av bonusordningen fikk også etaten tilført økte ressurser og det er sannsynlig at dette har bidratt positivt til produksjonen. Samtidig finner vi at saksbehandlingstiden går forholdsvis raskt ned etter innføringen av bonusordningen (dvs. andelen saker behandlet innen 14 dager). Det er derfor rimelig å anta at bonusordningen i det minste har bidratt til at reduksjonen i saksbehandlingstiden har gått raskere enn den ellers ville gjort. Det er ellers verdt å nevne at flere fylker allerede forut for at stykkprisordningen ble innført, hadde oppnådd like gode resultater som etaten samlet sett oppnådde etter innføringen av bonusordningen. For disse fylkene betydde derfor bonusordningen lite. Dette kan bety at den økte ressurstilgangen allerede hadde gitt positive effekter, at bonusordningen kom i gang for sent eller at den var overflødig for de aktuelle fylkene.

I den andre analysen av bonusordningen har formålet vært å undersøke hvorvidt den har påvirket brukertilfredsheten. Resultatene her gir heller ingen

entydige resultater. Riktignok finner vi en forholdsvis klar sammenheng mellom saksbehandlingstid og brukertilfredsheten blant de ordinære ledige. Men samtidig er det ikke slik at reduksjonen i saksbehandlingstiden i første halvår av 2003 etterfølges av en økt brukertilfredshet andre halvår. Forklaringen på dette kan være at det er andre forhold som påvirker brukertilfredsheten siste halvår 2003. Koblingen mellom innføringen av bonusordningen, den påfølgende nedgangen i saksbehandlingstiden og brukertilfredsheten er derfor noe uklar.

I analysen av stykkprisordningen for avklaring av yrkeshemmede har vi sett på to typer effekter. Den ene er forventede effekter i form av flere avklaringer og/eller kortere saksbehandlingstid. Den andre er utilsiktede vridningseffekter i form av økt ventetid på tiltak, færre avganger og flere gjenopptakelsesaker. Det er nokså klart at stykkprisordningen etter en tid har hatt en positiv effekt på antall avklaringer, mens avklaringstiden går ned utover i forsøksperioden. Vi finner ingen klare vridningseffekter målt ved nedgang i antall avganger, men vi finner tendenser til vridningseffekter ved at ventetiden på tiltak øker i forsøksperioden.

Fra teorien er det rimelig å forvente en relativ vridning fra oppfølgings- til avklaringsarbeid, men siden fylkene har muligheter for å få tilført friske ressurser er det vanskelig å identifisere en vridningseffekt statistisk. Derimot finner vi at den absolutte effekten på oppfølgingsarbeidet er positiv siden avgangen er høyere i forsøksperioden. Det ser også ut til at friske ressurser til en viss grad er brukt til å øke den interne slakken, siden saksbehandlingstid for avklaringer og ventetid på tiltak er noe lenger i forsøksperioden. Men som vi var inne på innledningsvis: Hva består egentlig den interne slakken av? Er det bare sløsing med ressurser eller kan det skjule seg andre og mer plausible forklaringer på denne observasjonen?

Vår hovedforklaring på at saksbehandlings- og ventetid har blitt lenger i forsøksperioden er at kapasiteten i avklarings- og oppfølgingsarbeidet er utvidet som følge av stykkprisforsøket, og man må beregne en viss tid før de nytilførte ressursene jobber like effektivt som den eksisterende kapasiteten. Det bidrar til at avklaringstiden og venting på tiltak øker – i hvert fall for en periode. Saksbehandlingstid for avklaringer er lavere i forhold til sammenlikningsperioden, jo seinere vi setter skillet mellom sammenliknings- og forsøksperiode. Etter en omstillingsperiode kan det derfor se ut som de nytilførte ressursene jobber like effektivt som resten av kapasiteten. Gitt at dette er forklaringen, kan vi heller ikke snakke om økt slakk. Det er snarere snakk omstillings- og opplæringskostnader, som i en overgangsperiode innebærer dårligere produktivitet.

Vi finner imidlertid ingen nedgang i ventetid på tiltak utover i forsøksperioden. Dette kan tolkes som at det har blitt dyrere (koster mer i form av tapte inntekter) å være ineffektiv i avklaringsarbeidet som følge av stykkprisordning-

en. Mindre ineffektiv jobbing i avklaringsarbeidet, fører til at saksbehandlingstiden går ned for denne aktiviteten utover i forsøksperioden. I oppfølgingsarbeidet er det derimot ingen ordninger som gjør det dyrere og være ineffektiv – det blir snarere relativt sett billigere. Man har derfor ikke samme sterke incentiver til å redusere ventetiden på tiltak. Gitt at det er en viss ineffektivitet eller slakk i organisasjonen, kan man si at stykkprisordningen bidrar til vridningseffekter som fører til at slakken i vris fra avklarings- til oppfølgingsarbeidet.

Vi finner ingen entydig økning i antall gjenopptakelsessaker i forsøksperioden, noe som kan tyde på at innføringen av stykkprisordningen ikke har gått ut over kvaliteten på avklaringene. Også her skal vi imidlertid ta forbehold om at antall gjenopptakelsessaker, slik vi måler det, er et fornuftig mål på kvaliteten i avklaringene.

I den andre analysen av stykkprisordningen har vi undersøkt om ordningen kan ha påvirket brukertilfredsheten til de yrkeshemmede. Det er ikke urimelig å anta at det er avklaringen eller § 11-6 vedtaket som i størst grad påvirker brukertilfredsheten, siden det er knyttet økonomiske ytelser til dette vedtaket. Det at flere avklares i forhold til om man vil få en ytelse eller ikke, og at varigheten på avklaringene går ned generelt sett i perioden, betyr sannsynligvis mer for brukertilfredsheten enn det at ventetiden på tiltak øker. Det er derfor rimelig å anta at stykkprisordningen også har påvirket brukertilfredsheten i positiv retning. Resultatene fra analysen bekrefter langt på vei dette. Brukertilfredsheten blant yrkeshemmede hadde en klar positiv utvikling fra høsten 2003, dvs. i etterkant av at stykkprisordningen ble innført. Denne positive utviklingen kan samtidig delvis forklares av at flere fikk en raskere avklaring i løpet av perioden. Vi kan derfor antyde at resultatene av stykkprisordningen har hatt en positiv betydning for brukertilfredsheten til de yrkeshemmede.

Formålet med de interne incentivbaserte finansieringsformene har delvis vært å prioritere enkelte deler av produksjonen i Aetat og delvis vært å effektivisere den. Som vi har vist i analysen finner vi at ordningene har gitt resultater. Samtidig viser det seg at de oppnådde resultatene har gått ut over andre deler av produksjonen. Når det gjelder stykkprisordningen, kan vi derfor konkludere med at ordningen først og fremst har bidratt til å prioritere en del av produksjonen fremfor en annen. Dette bekrefter også antydningene fra den første evalueringsrapporten om at fokus på avklaringer lett kunne gå ut over oppfølgingen. Når det gjelder bonusordningen, har vi ikke data som kan belyse den samme problemstillingen. Det er likevel grunn til å tro at vi ikke finner like store omprioriteringseffekter her. Dette har sammenheng med at de som jobber med dagpenger ikke sitter med andre oppgave som like lett kan forskyves eller nedprioriteres.

En samlet vurdering av bonus- og stykkprisordningen vil være at de nok var på sin plass i kjølvannet av den spesielle situasjonen man hadde i 2002. Ordningene har sannsynligvis virket positivt i forhold til å prioritere to kjerneoppgaver i Aetat. Selv om det er vanskelig å isolere effekten av disse ordningene fra effekten av andre faktorer som spiller inn, tyder mye på at de bidro til at Aetat kom raskere ut av den vanskelige situasjonen i etaten i 2002. Dette var et nasjonalt problem og det kan derfor hevdes at løsningen også måtte være nasjonal. I dag er situasjonen åpenbart annerledes og det er ikke sikkert at det er like stort behov for å prioritere dagpenger og avklaring på samme måte som det var i 2002 og 2003. Det kan derfor være grunn til å vurdere om det i dag er behov for slike ordninger på nasjonalt nivå. Alternativt kan det tenkes at det er mer hensiktsmessig å desentralisere slike styringsinstrumenter slik at de blir mer treffsikre i forhold til lokale behov.

Slike ordninger kan likevel ha sin berettigelse på nasjonalt nivå. Dette må imidlertid ses i sammenheng med de mange styringssignaler som sendes fra sentralt hold, og med varierende effekt. Satt på spissen vil den enkelte saksbehandler oppleve signalene slik at man skal prioritere alt og dermed ingenting. Et styringssignal, som det samtidig er knyttet ressurser til, vil gi betydelig sterkere signaler om hva som skal prioriteres. Det vil også kunne "tvinge" departement/direktoratet til å prioritere strengere mellom ulike satsingsområder eller oppgaver.

4 EKSTERNE ORDNINGER

4.1 Innledning

I dette kapitlet tar vi for oss de eksterne ordningene: KAT, VALS og Jobbklubb med bonus. Innledningsvis presenterer vi resultatene fra brukerundersøkelsen for de tre ordningene samlet. Dernest presenteres effektevalueringen fra effekt-evalueringen fra de tre ordningene i hvert sitt delkapittel. Ordningene er tidligere presentert i innledningen til rapporten og vi vil derfor her kun kort gjøre rede for hovedpunktene.

KAT-tiltaket kom til etter en anmodning fra Stortinget til Regjeringen om å etablere en ordning med konkurranse om arbeidsformidling av personer som krever en ekstra tilrettelegging (Dokument nr. 8:14, 2000 – 2001). Målsetningen med denne ordningen, som ble startet opp høsten 2002, var å få flere langtidsløse og yrkeshemmede over i lønnet arbeid gjennom kjøp av formidlingsrettede tjenester i det private marked. Gjennom konkurranse mellom ulike tilbydere forventet man at de arbeidssøkende ville få et bredere og bedre tilbud enn de tidligere hadde hatt.

Ordningen har en resultatbasert avlønningsform fordelt over tre etapper. Ved oppstart utbetales 20 % av det totale beløpet man er blitt enig om per deltaker. Deretter utbetales 40 % av det totale beløp per deltaker når det skrives arbeidskontrakt. De resterende 40 % utbetales dersom og når den enkelte deltaker har bestått prøvetiden i et arbeidsforhold.⁴ For de deltakere tiltaksleverandøren ikke klarer å formidle til arbeid, mottas kun de innledende 20 % av det totale beløpet man har satt for den enkelte deltaker. Tanken er at dette skal virke som et incitament, eller gulrot for tiltaksleverandøren, og slik sikre at leverandøren gjør sitt ytterste for å hjelpe den enkelte til å finne arbeid.

Tanken bak Jobbklubb med bonus (JmB), som ble startet opp i mai 2003, er i likhet med KAT å få flere arbeidssøkende over i lønnet arbeid. Det som skiller denne ordningen fra de tradisjonelle jobbklubbene er i hovedsak den resultatbaserte finansieringsformen denne ordningen er gitt. Tanken bak avlønningsformen er at de eksterne kursleverandørene skal gjennomføre et bedre opplegg når betalingen for tjenestene gjøres avhengige av de resultater de oppnår. Arrangørene får en grunnpris per deltaker og en bonus i tilfeller der kursdeltaker finner seg arbeid innen 3 måneder etter avsluttet jobbklubb. Lavest bonus gis for deltakere som skaffer seg arbeid med 3 – 6 måneders varighet og høyest bonus oppnås for deltakere med varighet ut over 6 måneder. Ellers skil-

⁴ I stedet for en 20-40-40 fordeling ble fordeling av avlønning endret til 30-30-40 ved reforhandlinger vinteren 2005.

les det mellom fast og midlertidig arbeid og det stilles krav om en stillingsbrøk over 50 %.

VALS-prosjektet startet opp i mars 2003 og omfatter alle fylker i landet bortsett fra Finnmark. Formålet med ordningen er at flere med ventelønn kommer tilbake i ordinært arbeid gjennom at man kjøper formidlingsbistand for disse hos eksterne leverandører. På samme måte som for de to øvrige ordningene, forventes det at konkurransen mellom ulike tjenestetilbydere vil gi et bredere og bedre tilbud til ventelønnsuttakerne. Og på samme måte som for jobbklubb utløses bonusen ved at ventelønnsuttakeren kommer i fast eller midlertidig arbeid. Arbeidet må ha en varighet på 6 måneder eller mer, og stillingsbrøken må være over 50 % før bonusen utløses.

Den overordnede målsetningen med alle disse tre tiltakene er a) å hjelpe flere arbeidssøkende til å finne arbeid. Andre målsetninger har vært b) mer tilfredse brukere, c) mer effektiv ressursbruk, d) å legge forholdene til rette for større mangfold av tilbydere og tiltak og e) øke graden av brukernes valgfrihet.

Det er to forhold som ligger til grunn for disse ordningene. Den ene bygger på ideen om fri konkurranse. Tanken er at når Aetat velger mellom frie tilbydere, kan de velge den tilbyder som kommer med det beste tilbudet og den laveste prisen. Det andre forholdet som er spesielt, er den resultatavhengige utbetalingen, som er ment å skulle virke til økt innsats. Det spesielle med disse ordningene er altså at det ligger et dobbelt incentivsystem her. For det første i selve konkurransen om oppdraget og for det andre i avlønningsformen. Bortsett fra tiltaket JmB finnes det ikke sammenlignbare tiltak uten bonusfinansiering. Det gjør det derfor vanskelig å skille effekten av selve tiltaket fra effekten av bonusfinansieringen. Når det gjelder analysen av jobbklubber har vi imidlertid sammenlignet jobbklubb med og uten bonus, noe som gjør at vi i prinsippet kan skille effekten av bonusfinansieringen fra effekten av en tradisjonell anbuds-konkurranse.

4.2 Brukerundersøkelsen

Et hovedspørsmål i forhold til de eksterne ordningene er om bonusfinansieringen kan bidra til å utvikle bedre, billigere og mer effektiv jobbformidling. I dette kapitlet vil vi, på grunnlag av en spørreundersøkelse blant et representativt utvalg av deltakere på de tre tiltakene, se nærmere på hvordan de bonusfinansierte tiltakene har fungert i forhold til Aetats mål om at flere arbeidssøkere skal ut i arbeid og at en skal ha en høy grad av brukertilfredshet. I tillegg knytter det seg noen særskilte problemer til kjøp av eksterne tiltak og til bonusfinansieringen av slike tiltak. Dette gjelder problematikken rundt parkering og fløteskumming. Intensjonen med brukerundersøkelsen er bl.a. å kartlegge slike forhold.

4.2.1 Rekruttering

Formålet med dette avsnittet er å kartlegge rekrutteringsprosessen til de tre tiltakene. Herunder ser vi på hvem som tar initiativ til og hva som motiverer for å delta på de tre tiltakene. Hvordan rekrutteringsprosessen foregår, vil også gi ulike muligheter for fløteskumming i form av administrativ seleksjon fra Aetat eller leverandørens side, eller i form av såkalt selvseleksjon. Selv om Aetat normalt vil påvirke rekrutteringen inn til disse tiltakene, er deltakelsen langt på vei også frivillig. Dette gjelder spesielt KAT, men også jobbklubbene. Dette tilsier at det lett kan oppstå en form for selvseleksjon til tiltaket. I den forrige rapporten viste vi også at leverandørene av KAT var sterkere involvert i rekrutteringen enn det som ellers er vanlig, noe som dermed åpner for en viss grad av administrativ seleksjon fra leverandørens side.

Tabell 4.1. Hvordan ble du først kjent med formidlingstiltaket/jobbklubben? Prosent.⁵

	KAT	JmB	VALS
Tips/tilbud fra saksbehandler i Aetat	58	40	14
Brev/telefon fra Aetat	26	51	75
Fikk informasjon fra arrangør	11	1	15
Fant ut om tilbudet i en brosjyre	5	3	2
Annet	8	11	6
Totalt	108 (N=399)	106 (N=155)	112 (N=485)

I det første spørsmålet som omhandler rekrutteringen, har vi sett nærmere på hvordan deltakerne først fikk kjennskap til det tiltaket de deltok på. Tabell 4.1 viser for det første at det hovedsakelig er Aetat som er deltakernes viktigste informasjonskilde, enten gjennom saksbehandler eller i form av brev. Når det gjelder KAT, har informasjonen tilflytt deltakerne først og fremst gjennom saksbehandler, mens deltakerne i Jobbklubb og spesielt VALS har fått informasjon gjennom brev eller telefonhenvendelse. Dette reflekterer sannsynligvis at KAT i større grad var en frivillig ordning, mens det ligger større grad av "tvang" i spesielt VALS-prosjektet og delvis også i Jobbklubbene. Møller (2004) peker også på at det i begynnelsen var vanlig å arrangere fellesmøter for potensielle KAT-kandidater, men at man etter hvert mer gikk over til å gi potensielle kandidater individuell informasjon om tiltaket.

⁵ Mange av de spurte oppgir at de først fikk kjennskap til de ulike tiltakene fra flere kilder samtidig. Dette innebærer at prosentfordelingen i tabellen overstiger 100%.

Forskjellen mellom de to svaralternativene som omtaler Aetat, er at de uttrykker ulik grad av ”tvang”. Tips eller tilbud fra saksbehandleren antyder en større grad av frivillighet, mens brev eller telefon mer gir uttrykk av å være en form for ”innkallelse”. I den grad vi kan tolke svaralternativene slik, finner vi at det først og fremst er VALS-deltakerne som skiller seg fra de to øvrige tiltaksdeltakerne. Blant VALS-deltakerne svarer hele 75 % at de først fikk kjennskap til VALS-prosjektet via brev eller telefon fra Aetat. Tilsvarende andel for KAT-deltakerne er bare 26 % og for deltakerne i Jobbklubb 51 %. I forhold til svaralternativet ”tips/tilbud fra saksbehandler” er forholdstallene motsatt.

De tre tiltakene skiller seg også fra hverandre i forhold til informasjonen deltakerne fikk fra leverandørene. Her finner vi at leverandørene av KAT og VALS tilsynelatende har vært mer aktive enn Jobbklubbarrangørene. Det er likevel bare 11 % av KAT-deltakere og 15 % av VALS-deltakerne som svarer at de fikk den første kjennskap til tiltaket fra leverandørene selv.

Vi ser ellers at svært få av de spurte, uavhengig av hvilket tiltak de deltok på, har funnet fram til tiltakene gjennom brosjyremateriell. Det er likevel 5 % av KAT-deltakerne som mener at de først fikk kjennskap til tiltaket gjennom brosjyremateriell.

Svarfordelingen antyder derfor at den innledende fasen av rekrutteringsprosessen artet seg ulikt for de tre tiltaksgruppene. For jobbklubb-deltakerne sin del har informasjonsgrunnlaget hovedsakelig vært Aetat samtidig som det dels har vært et element av ”innkalling” og dels et element av informasjon. For KAT-deltakerne har informasjonsgrunnlaget hovedsakelig vært Aetat, men også leverandørene. Informasjonsgrunnlaget fra Aetat har her vært mer i form av tips/tilbud enn en ”innkalling”. For VALS-deltakerne har informasjonsgrunnlaget også hovedsakelig vært Aetat og dels leverandørene. Til forskjell fra KAT-deltakerne har imidlertid informasjonsgrunnlaget vært mer i form av en ”innkalling”. Dette kan bety at potensialet for selvseleksjon og fløteskumming er størst når det gjelder KAT-deltakerne.

Det andre spørsmålet vi stilte deltakerne, var hvem som tok initiativet til deltakelsen i de ulike tiltakene. Spørsmålet er mer direkte rettet mot hvem som påvirket beslutningen om tiltaksdeltakelsen og vil dermed være en mer relevant indikator i forhold til eventuell fløteskumming eller seleksjon inn til tiltakene.

Tabell 4.2 bekrefter langt på vei det mønsteret vi fant i tabell 4.1. Når det gjelder KAT-deltakerne har initiativet først og fremst blitt tatt av dem selv, eller dem selv i samråd med Aetat. På den andre siden finner vi VALS-deltakerne som hovedsakelig svarer at det er Aetat som har tatt initiativ til deltakelse. Her ser vi også at leverandørene har spilt en viss rolle. Til sammen 18 % av de spurte svarer at leverandøren, alene eller sammen med andre, tok et initiativ til at

nettopp de skulle delta på tiltaket. Dette støtter opp under det bilde vi har dannet oss av at mange VALS-deltakerne, nemlig at VALS er noe som er påtvunget dem, og ikke noe de selv har ønsket. Mellom disse to ytterpunktene finner vi jobbkubddeltakerne som svarer at det hovedsakelig er Aetat som har tatt initiativ, samtidig som det er en relativt stor andel som også har tatt initiativet selv. Det som ellers er verdt å merke seg er at det er en relativt liten andel KAT-deltakere som svarer at tiltaksarrangøren tok initiativ. Dette kan tyde på at disse tiltaksarrangørene i større grad kan ha påvirket rekrutteringen indirekte gjennom informasjon og i mindre grad ved å ta et direkte initiativ overfor deltakerne.

Tabell 4.2. Hvem tok initiativ til deltakelse på tiltaket. Prosent.

	KAT	JmB	VALS
Aetat	38	57	71
Aetat og deg selv	17	12	5
Deg selv	39	28	4
Deg selv og tiltaksarrangør	1	1	1
Tiltaksarrangør	3	0	11
Aetat og tiltaksarrangør	1	1	5
Aetat, deg selv og tiltaksarrangør	1	0	1
Annet	1	1	3
Totalt	101	101	101
	(N=400)	(N=155)	(N=483)

Siden KAT var en frivillig ordning, ba vi også KAT-deltakerne om å svare på følgende spørsmål: ”Hvor aktiv mener du at tiltaksarrangøren var med hensyn til å rekruttere deg til dette tiltaket?” Her finner vi at hele 40 % av de spurte mener at tiltaksarrangøren var svært aktiv. Ytterligere 37 % av de spurte mener arrangøren var noe aktiv. Dette tegner dermed et annet bilde enn det vi så i tabell 4.2, der vi så at bare 3 % av de spurte mente arrangøren tok initiativ til tiltaksdeltakelse. Det er ikke urimelig å tolke dette som et uttrykk for at selv om tiltaksarrangøren sjelden tok det første initiativ, så var de likevel i noen grad aktive i rekrutteringsprosessen etter at det første initiativet var tatt. Nå innebærer en aktiv deltakelse i rekrutteringsprosessen ikke i seg selv nødvendigvis fløteskumming, men resultatene viser i det minste at mulighetene har vært tilstedet.

Vi har ovenfor sett at Aetat ofte har vært den første kilde til informasjon om de ulike tiltakene og at Aetat ofte har hatt en aktiv rolle i rekrutteringen til tiltakene. Intensjonen med disse spørsmålene har vært å avdekke mulighetene for flø-

teskumming i form av administrativ seleksjon enten fra Aetats side eller leverandørenes side. Liten grad av innflytelse fra disse to aktørene, åpner samtidig for større grad av selvseleksjon. Slik selvseleksjon opptrer gjerne i form av at det er de mest motiverte som deltar. Med tanke på å avdekke ulik grad av selvseleksjon til de tre tiltakene, stilte vi også et batteri med spørsmål om motivasjonen for å delta på det aktuelle tiltaket.

Tabell 4.3. Motiver for å delta på tiltakene. Andel i prosent som har svart stor eller noen betydning.

	KAT (N=386)	JmB (N=153)	VALS (N=472)
Jeg håpet på hjelp til å finne arbeid	98	81	56
Jeg ønsket å gjøre noe meningsfullt	73	66	44
Jeg fikk ikke jobb eller skoleplass på egenhånd	63	47	31
Jeg var redd for å miste økonomiske ytelser	36	56	69
Jeg følte Aetat forventet at jeg skulle delta	40	58	78
Jeg følte meg presset til å delta av Aetat	22	38	62
Jeg trengte penger	35	38	21
Jeg var misfornøyd med tilbudet fra Aetat	46	33	17
Jeg hadde ikke annet å bedrive tiden med	18	35	8
Familien forventet at jeg skulle delta	10	9	5

Felles for de tre første svaralternativene i tabell 4.3 er at de indikerer ulike former for indre motivasjon for å delta på tiltak. Siden formålet med alle de tre tiltakene er å formidle arbeidsledige til lønnet arbeid, skulle man tro at ”hjelp til å finne arbeid” ville være et hovedmotiv for deltakelse. Slik er det bare delvis. For KAT-deltakerne synes dette å ha vært et hovedmotiv for de aller fleste. Dette gjelder også for deltakerne i jobbklubb, men her ser vi at andelen er noe mindre enn blant KAT-deltakerne. VALS-deltakerne skiller seg derimot klart fra deltakerne i de to andre tiltakene. Bare 32 % av de spurte oppgir at dette var av stor betydning for deres deltakelse, 24 % mener dette var av noe betydning og hele 44 % mener dette var av liten eller ingen betydning.

De to neste svaralternativene viser det samme mønsteret som det første. Det viser seg her at KAT-deltakerne skårer høyest både i forhold til ”ønske om å gjøre noe meningsfullt” og i forhold til argumentet om at ”de ikke fikk jobb eller skoleplass på egenhånd”. Tilsvarende skårer VALS-deltakerne lavest på disse to svaralternativene. Jobbklubb-deltakerne befinner seg midt imellom.

De tre neste svarkategoriene skiller seg fra de tre første ved at motivet for å delta er knyttet til en form for eksternt press, enten i form av trussel om å miste økonomiske ytelser, forventinger eller press fra Aetat. Her ser vi også at fordelingen mellom de tre tiltakene er snudd sammenlignet med fordelingen på de tre første svaralternativene. Det betyr at VALS-deltakerne skårer høyest og KAT-deltakerne lavest, mens jobbklubb-deltakerne befinner seg i midten. Bl.a. ser vi at 78 % av VALS-deltakerne svarer at de opplevde at Aetat forventet at de skulle delta.

Majoriteten av de spurte synes ikke å ha pengemotiver for å begynne på tiltakene. I minst grad synes dette å gjelde VALS-deltakerne. Overveldende 79 % av de spurte VALS-deltakerne svarer at behov for penger kun var av liten, eller også av ingen betydning for deres deltakelse. Den tilsvarende andelen blant de to andre gruppene er noe lavere, men også her synes dette motivet å ha vært av liten betydning. Enkelte har imidlertid svart bekreftende på at også dette motivet spilte noen rolle for at de valgte å delta. Størst betydning synes dette å ha hatt for jobbklubb-deltakerne. Her svarer 38 % av de spurte at dette motivet var av noen eller stor betydning.

Vi ser også at det er KAT-deltakerne som i størst grad er motivert ut fra misnøye med tilbudet i Aetat. Til sammen 46 %, eller nesten halvparten av de spurte i denne gruppen svarer at årsaken til at de begynte på tiltaket i noen eller stor grad var at de var misfornøyde med tilbudet fra Aetat. Andelen som er motivert ut fra misnøye med Aetat er minst blant VALS-deltakerne.

Tabell 4.3 viser også at mange VALS-deltakere ikke synes å ha hatt noe ønske om nytt arbeid når de begynte på tiltaket. Heller ikke mangelen på noe bedre å ta seg til synes å ha vært motiverende drivkraft for disse. For jobbklubb-deltakerne synes dette i noen grad å være tilfellet. Hele 35 % av disse svarer at mangelen på noe annet å bedrive tiden med var av stor eller noen betydning for deres deltakelse. Den tilsvarende andelen blant KAT-deltakerne er 18 %. Alt i alt kan det se ut til at mangelen på noe annet å bedrive tiden med har spilt en liten rolle for deltakerne på de ulike tiltakene. Det samme gjelder også forventinger fra familien som ikke ser ut til å spille noen vesentlig rolle for deltakelsen.

Samlet sett antyder resultatene at KAT-deltakerne i størst grad vil kunne være omfattet av en form for positiv selvseleksjon. Resultatene viser også at leverandørene i stor grad har vært aktive i rekrutteringen av KAT-deltakerne, noe som også åpner for en viss grad av fløteskumming eller administrativ seleksjon fra leverandørens side. På motsatt side finner vi VALS-deltakerne som i langt større grad er ”innkalt” av Aetat og som åpenbart har vært mindre motivert for deltakelse. Det betyr at den administrative seleksjonen fra Aetats side er langt mer betydningsfull og mulighetene for selvseleksjon er mindre. Selv om

leverandørene også her åpenbart har medvirket til rekrutteringen, er det lite sannsynlig at de har hatt like store muligheter til å påvirke rekrutteringen som leverandørene av KAT. Mellom disse to ytterpunktene finner vi jobbklubbene hvor rekrutteringen dels er styrt av Aetat og dels av deltakerne selv. Her finner vi imidlertid at leverandørene har liten innflytelse over rekrutteringen.

4.2.2 Innholdet i tiltaket

En av intensjonene med bruk av bonusfinansierte tiltak er at tilbyderne skal ha frihet til å utforme selve innholdet i tiltaket, og at bonusfinansieringen skal sikre at leverandørene utvikler et best mulig innhold. I denne delen skal vi derfor se nærmere på innholdet i de tre tiltakene, sett ut fra brukernes ståsted. Vi ba respondentene svare på følgende spørsmål: ”Angi i hvor stor eller liten grad tiltaksarrangøren la vekt på følgende aktiviteter i tiltaksperioden.” I tabell 4.4 har vi slått sammen alle de som har krysset av for at tiltaksleverandøren la stor eller noe vekt på den aktuelle aktiviteten.

Vel tre av fire KAT-deltakerne oppgir at trening i å skrive jobbsøknad var noe tiltaksarrangøren la stor eller noe vekt på. Det er kanskje overraskende å finne at såpass mange som 23 % av KAT-deltakere og 21 % av VALS-deltakerne opplevde at det ble lagt liten eller ingen vekt på en så sentral aktivitet som det å trene på å skrive jobbsøknader. Vi ser at andelen jobbklubb-deltakerne som svarer at arrangøren la stor vekt på dette, er klart større. Trening i å skrive jobbsøknader synes derfor å ha vært en sentral del av tilbudet til jobbklubbarrangørene. Når det gjelder trening i å skrive CV og opplæring i intervjueteknikk, er mønsteret det samme. Vi finner likevel at det er en klart mindre andel i alle tre tiltakene som svarer at arrangøren la vekt på opplæring i intervjueteknikk.

Når det gjelder hjelp til å finne aktuelle jobber eller ledige stillinger, skiller også jobbklubbene seg ut i positiv retning. Så mange som 71 % av de spurte deltakerne i jobbklubbene svarer at arrangøren la stor eller noen vekt på dette. Den tilsvarende andelen blant deltakerne på KAT og VALS er klart lavere (63 %). På samme måte finner vi at det er jobbklubbene som i følge brukerne, legger størst vekt på å gi hjelp til å finne arbeidsgivere å kontakte. I alt er det 61 % av jobbklubb-deltakerne som mener arrangørene la noe eller stor vekt på dette, mens tilsvarende andel for de på KAT og VALS ligger på henholdsvis 56 % og 52 %. Med andre ord ser vi at det er færre av deltakerne som opplevde at tiltaksarrangørene la vekt på å finne konkrete arbeidsgivere enn på å finne ledige jobber/stillinger.

Tabell 4.4. Aktiviteter det ble lagt vekt på hos tiltaksarrangøren. Andel i prosent som svarer at det ble lagt ”stor” eller ”noe” vekt på følgende aktiviteter.

La stor eller noe vekt på følgende aktiviteter	KAT (N=380)	JmB (N=153)	VALS (N=467)
Trening i å skrive jobbsøknad	77	95	79
Trening i å skrive CV	79	94	81
Trening i intervjueteknikk	60	80	63
Hjelp til å finne aktuelle jobber/ledige stillinger	63	71	63
Hjelp til å finne aktuelle arbeidsgivere å kontakte	56	61	52
Personlighetstesting – profilkartlegging	46	62	63
Motivasjonstrening og bygging av selvtillit	55	72	71
Gruppeundervisning	49	83	70
Individuell oppfølging av den enkelte	65	66	63
Bistand til å finne praksisplass	X	X	34

For alle tre gruppene ser vi likevel at det er en overraskende stor andel som ikke opplevde at arrangøren eller tiltaksleverandøren la noen vekt på å finne ledige jobber eller bisto med å finne aktuelle arbeidsgivere. Det kan tenkes flere forklaringer til dette. For det første kan dette ganske enkelt være et uttrykk for ulike praksis blant de ulike tilbyderne og mellom de ulike tiltakene. Samtidig kan vi heller ikke se bort fra at den relativt store andelen som svarer at det ikke ble lagt vekt på denne aktiviteten, kanskje også er et uttrykk for at enkelte ble parkert. At det nettopp er KAT- og VALS-prosjektene som fremstår som det minst ”aktive” kan også være et uttrykk for at disse tiltakene vil ha lengre varighet for de fleste deltakerne og at svarene derfor preges av at de har stått i tiltaket en lengre periode med varierende aktivitetsnivå. For jobbklubbene sin del vil det normalt være et mer intensivt opplegg fra begynnelse til slutt.

På to av aktivitetene ser vi at KAT skiller seg negativt ut sammenlignet med de to øvrige tiltakene. Dette gjelder ”motivasjonstrening og bygging av selvtillit” og ”personlighetstesting/profilkartlegging”. Mens det er i underkant av halvparten av KAT-deltakerne som mente arrangørene vektla personlighetstesting/profilkartlegging, er tilsvarende andel for VALS og jobbklubb i overkant av 60 %. Når det gjelder motivasjonstrening, er det i overkant av halvparten av KAT-deltakerne som mener arrangørene vektla dette, mens tilsvarende for VALS og jobbklubb er i overkant av 70 %.

Mange av de spurte mener arrangøren eller leverandøren la stor eller noen vekt på gruppeundervisning i sitt opplegg. Igjen skiller KAT-deltakerne seg ut

ved at de oftere enn de andre oppgir at leverandøren la liten vekt på denne aktiviteten. Halvparten av de spurte KAT-deltakerne svarer at leverandøren la stor eller noen vekt på slik undervisning, mens den andre halvparten svarer at leverandøren la liten eller ingen vekt på dette. Da er jobbklubb-deltakerne og de som har deltatt på VALS mer enige i at dette var noe arrangøren eller leverandøren la stor eller noe vekt på. Jobbkлубbene synes oftere enn de andre å legge vekt på gruppeundervisning.

Den aktiviteten hvor arrangørene skiller seg minst fra hverandre er ”individuell oppfølging av den enkelte”. Her kan det tenkes at arrangørene av KAT og VALS scorer høyere som følge av disse tiltakenes varighet. Det er likevel bare to av tre som svarer at arrangørene av VALS og KAT la stor eller noen vekt på individuell oppfølging av den enkelte.

Tabell 4.4 synes å indikere store forskjeller i de tre tiltakene. Generelt kan det se ut til at jobbkлубbene spiller på et bredere spekter av aktiviteter enn de to øvrige tiltakene. Deltakerne i jobbkлубbene svarer generelt sett oftere enn andre bekreftende på at arrangøren la stor eller noe vekt på de ulike aktivitetene. Gjennomgående synes tilbudet å være likt i KAT og VALS, bortsett fra at KAT-deltakerne i mindre grad enn VALS-deltakerene opplever at arrangørene legger vekt på personlighetstesting/profilkartlegging og motivasjonstrening.

Tabell 4.5. Deltok du på spesielle kompetansehevende opplæringskurs. Prosent.

	KAT	VALS
Ja	22	22
Nei	78	78
Totalt	100	100
	(N=387)	(N=465)

Med tanke på å kartlegge leverandørens tilbud, ba vi også deltakerne svare på om de i løpet av tiltaksperioden deltok på kurs eller opplæring. Siden jobbkлубbene er et mer tidsavgrenset og kompakt tilbud, ble ikke dette spørsmålet stilt deltakerne på dette tiltaket.

Tabell 4.5 viser at omtrent hver femte deltaker oppgir at de deltok på spesielle kompetansehevende kurs eller opplæring. Det er kanskje noe overraskende at såpass mange KAT-deltakere svarer at de har gått på kurs. Slik ordningen er utformet i dag må leverandørene av KAT selv finansiere supplerende tiltak, dersom det dukker opp slike behov. For VALS-deltakerne er det derimot større muligheter for å bl.a. å delta på andre kurs i regi av Aetat.

4.2.3 Brukernes vurdering av tilbudet til tiltaksarrangørene

En av målsetningene med de tre eksterne ordningene var økt brukertilfredshet. I undersøkelsen har vi derfor stilt flere spørsmål hvor intensjonen er å måle ulike sider av deltakernes vurdering av tilbudene. Innledningsvis presenterer vi noen generelle spørsmål om brukernes tilfredshet med tiltaket som helhet. Dernest går vi nærmere inn på detaljspørsmål om hva deltakerne eventuelt var fornøyd eller misfornøyd med. På noen av spørsmålene har vi også sammenlignet svarene med tilsvarende spørsmål i Aetat sin brukerundersøkelse.

Et generelt inntrykk er at brukerne av de eksterne ordningene er godt fornøyd med tiltakene. Dette varierer imidlertid noe mellom de tre tiltakene. Gjennomgående finner vi at deltakerne i jobbklubbene er mest fornøyd, dernest deltakerne i VALS, mens deltakerne i KAT har vært minst fornøyd. Dette fremgår av tabell 4.6 der vi har samlet ulike spørsmål som alle omhandler brukernes generelle tilfredshet med tiltaket.

Tabell 4.6. *Brukernes generelle tilfredshet med henholdsvis KAT, JmB og VALS. Prosent.*

<i>Er du generelt sett fornøyd med tilbudet til tiltaksarrangørene?</i>	KAT	JmB	VALS
Ja, i stor grad	25	50	30
Ja, i noen grad	29	25	40
Ja, men i liten grad	18	10	16
Nei	29	15	14
Totalt	101 (N=389)	100 (N=149)	100 (N=443)
<i>Levde tiltaket opp til dine forventninger?</i>			
Ja, i stor grad	18	34	21
Ja, i noen grad	27	32	39
Ja, men i liten grad	14	15	18
Nei	42	20	23
Totalt	101 (N=385)	101 (N=148)	101 (N=433)

<i>Vil du anbefale andre ledige å benytte samme tiltaksarrangør?</i>	KAT	JmB	VALS
Ja	54	74	59
Nei	24	6	12
Vet ikke	23	20	29
Totalt	101 (N=399)	100 (N=151)	100 (N=468)
<i>Samlede erfaringer fra tiltaket</i>	KAT	JmB	VALS
Hovedsakelig positive	49	66	46
Både og	32	29	44
Hovedsakelig negative	18	6	9
Totalt	99 (N=401)	101 (N=151)	99 (N=468)

Tabell 4.6 viser entydig at deltakerne i jobbklubbene har vært mest fornøyd med tiltaket. Blant disse finner vi at 75 % i noen/stor grad er fornøyd med tilbudet til tiltaksarrangøren, at 66 % mener tiltaket i noen/stor grad levde opp til forventningene, at 74 % vil anbefale andre å benytte samme tiltaksarrangør og at 66 % hovedsakelig har positive erfaringer fra tiltaket. Deltakerne i KAT er på sin side klart mindre fornøyd med tilbudet til leverandøren. Blant disse svarer 54 % at de i noen/stor grad er fornøyd med tiltaksarrangørens tilbud, 45 % at tiltaket levde opp til forventningene i noen/stor grad, 54 % at de vil anbefale tiltaksarrangøren til andre og 49 % at deres erfaringer hovedsakelig er positive. Mellom disse to ytterpunktene finner vi VALS deltakerne som er noe mindre fornøyd enn deltakerne i jobbklubbene og noe mer fornøyd enn KAT-deltakerne. Bl.a. ser vi her at 70 % generelt sett er fornøyd med tiltaksarrangøren og 60 % at tiltaket levde opp til forventningene. På spørsmålet om de samlede erfaringene fra tiltaket finner vi imidlertid at VALS-deltakerne skårer lavest. Her er det bare 46 % som svarer at erfaringene hovedsakelig er positive. Sannsynligvis er dette mer et uttrykk for misnøye med VALS-ordningen, som sådan, og i mindre grad med tiltaksarrangøren.

Fra tidligere husker vi at KAT-deltakerne var blant de som i utgangspunktet var mest motivert til å delta. De svarer oftere enn andre at de selv tok et initiativ til å delta, og de svarer oftere enn andre at motivet for å delta var ønsket om å få hjelp til å finne arbeid. Når vi her finner at KAT-deltakerne er blant de minst fornøyde, kan noe av forklaringen ligge i gapet mellom forventning om resultat og opplevde resultater. Dersom forventningene var høye på forhånd,

noe det er grunn til å tro for KAT-deltakernes vedkommende, skal det mer til for å tilfredsstill dem enn om forventningene var lavere. En alternativ forklaring kan også være at KAT-deltakerne har opplevd å bli parkert, og at det er denne gruppen som her uttrykker misnøye. Problemstillinger omkring parkering kommer vi nærmere inn på i neste avsnitt.

Forklaringen på hvorfor KAT-deltakerne gjennomgående er mindre fornøyd enn både VALS-deltakerne og deltakerne i jobbklubb, kan også belyses ved hjelp av andre og mer detaljerte spørsmål fra undersøkelsen. Bl.a. har vi stilt spørsmål om informasjonen de fikk, ulike sider ved servicen og de ansattes forståelse og kompetanse.

Tabell 4.7. Hvor fornøyd eller misfornøyd er du med informasjonen du fikk i forhold til informasjonen du hadde behov for? Prosent.

	KAT	JmB	VALS	Aetat ⁶ (vår 2004)
Svært fornøyd	30	38	30	18
Ganske fornøyd	36	45	48	23
Verken eller	22	12	16	43
Ganske misfornøyd	8	3	5	10
Svært misfornøyd	4	3	2	7
Total	100 (N=388)	101 (N=146)	101 (N=443)	101 (N=652)

På spørsmål om hvor fornøyd eller misfornøyd deltakerne var med informasjonen de hadde fått av tiltaksarrangørene, finner vi på samme måte som over at deltakerne i jobbklubbene skiller seg positivt ut. I alt er det 83 % av disse som svarer at de er svært eller ganske fornøyd med informasjonen de har fått. Der nest finner vi at 78 % av VALS-deltakerne og 66 % av KAT-deltakerne er ganske eller svært fornøyd med informasjonen de har fått. Med andre ord kan det være at misnøyen blant KAT-deltakerne skyldes mangelfull informasjon fra tiltaksarrangørens side.

Som det fremgår av tabell 4.7, har vi også sammenlignet resultatene fra de tre eksterne ordningene med resultatene fra Aetas brukerundersøkelse. For at sammenligningen skal være så relevant som mulig, har vi her kun sammenlignet med de med status som ordinære tiltaksdeltakere. Resultatene viser at deltakerne i de tre bonusfinansierte tiltakene er klart mer fornøyd enn andre tiltaksdeltakere i Aetat. Noe av forskjellene her kan imidlertid skyldes at undersøkelsen til Aetat operer med seks kategorier, mens spørsmålene i vår undersøkelse har

⁶ Andelen utgjør de som har krysset av for 5 og 6 på en skala fra 1 til 6.

operert med fem kategorier. Forskjellen i svarene er imidlertid såpass store at det er lite grunn til å tro at dette kan være hele forklaringen.

Tabell 4.8. Påstander om tiltaksarrangør/kursarrangør. Andel i prosent som sier seg "helt" eller "delvis" enig i de enkelte påstander.

	KAT (N=386)	JmB (N=149)	VALS (N=455)	Aetat (N=642)
Jeg ble møtt med respekt når jeg henvendte meg til tiltaksarrangøren	87	93	92	59
Ansatte hos tiltaksarrangøren forstod min situasjon og mine behov	80	89	86	X
Jeg er trygg på at tiltaksarrangøren ivaretok mine rettigheter	69	81	78	48
Jeg fikk vanligvis svar på det jeg lurte på når jeg henvendte meg til de ansatte hos tiltaksarrangøren	81	90	83	X
Jeg har inntrykk av at de ansatte hos tiltaksarrangøren har gode kunnskaper om arbeidsmarkedet og ledige stillinger	67	83	77	(42)
Jeg har inntrykk av at de ansatte hos tiltaksarrangøren har gode pedagogiske og administrative evner	64	80	74	X

I tillegg til spørsmålet om informasjonen deltakerne i tiltakene mottok, stilte vi også opp en rekke påstander om tiltaksarrangøren som vi ba respondentene svare om de var enig eller uenig i (Tabell 4.8). Når det gjelder påstandene som omhandler respekt og forståelse, er det ingen større forskjeller mellom de ulike gruppene. En overveldende majoritet av de spurte sier seg helt enig i denne påstanden. Deltakerne på jobbklubbene synes å være noe mer tilfredse enn de øvrige, mens KAT-deltakerne synes svakt mindre tilfredse. Forskjellene er imidlertid små. I forhold til påstanden om respekt, har vi også sammenlignet med Aetats brukerundersøkelse. Denne viser at det er en langt lavere andel blant Aetats øvrige tiltaksdeltakere som svarer at de er helt eller delvis enig i påstanden om at de blir møtt med respekt hos Aetat.

I forhold til påstanden om at tiltaksarrangøren ivaretok deltakernes rettigheter, finner vi mye av det samme mønsteret. Også her finner vi at KAT-deltakerne er noe mindre fornøyde, eller trygge på at tiltaksarrangøren ivaretok deres rettigheter, sammenlignet med deltakerne på de to andre tiltakene. Andelen som sier seg helt enig i at de er trygge på at Aetat ivaretar deres rettigheter, er imidlertid betydelig mindre enn blant deltakerne på de eksterne tiltakene.

Når vi spør deltakerne om de vanligvis fikk svar på det de lurte på når de henvendte seg til tiltaksleverandøren finner vi at svarfordelingen ligner den vi har sett tidligere. Deltakerne i jobbklubbene synes noe mer fornøyde en de øvrige. Ellers er hovedinntrykket at majoriteten, uansett tiltak er fornøyde på dette punktet.

Når det gjelder påstanden om tiltaksarrangørens kunnskaper om arbeidsmarkedet og påstanden om tiltaksarrangørens pedagogiske evner, finner vi at KAT-deltakerne er klart mest negative sammenlignet med jobbklubb- og VALS-deltakerne. Blant KAT-deltakerne er det under 70% som svarer at de er helt eller delvis enig i at tiltaksarrangøren her gode kunnskaper/pedagogiske evner, mens tilsvarende for VALS og jobbklubb er omtrent 80%.

Et tilsvarende spørsmål om Aetats kunnskaper om arbeidsmarkedet ble stilt i Aetats brukerundersøkelse våren 2004. Her var det imidlertid bare 42 % av de spurte i gruppen ”ordinære tiltaksdeltakere” som svarte at de var fornøyd eller svært fornøyd med Aetats kunnskapsnivå om arbeidsmarkedet. Spørsmålet er imidlertid ikke formulert på samme måte som i våre undersøkelser, noe som gjør at resultatene ikke blir direkte sammenlignbar.

Sammenlignet med resultatene fra Aetats brukerundersøkelse, er hovedinntrykket at deltakerne i både VALS, jobbklubb med bonus og KAT-tiltaket er rimelig godt fornøyd med tiltaksarrangøren. De aller fleste mener de ble møtt med respekt av de ansatte, at de ansatte forstod deres situasjon og deres behov, og at de ivaretok deltakernes rettigheter. Når de henvendte seg til de ansatte fikk de også som regel svar på det de lurte på. Det som skiller KAT-deltakene mest fra de to øvrige tiltakene er likevel vurderingen av de ansattes kompetanse og pedagogiske evner.

Et tiltak består imidlertid av mer enn bare de ansattes faglige kompetanse. Dersom de ansatte av en eller annen grunn ikke er tilgjengelige og de fysiske betingelser for kontakt og arbeid ikke er til stede, hjelper det lite at de ansatte har høy faglig kompetanse. I en serie spørsmål har vi også sett nærmere på slike forhold.

Tabell 4.9. Hvor fornøyd eller misfornøyd er du med kursarrangøren/tiltaksarrangøren med hensyn til følgende forhold? Andel i prosent som svarer "svært" eller "ganske" fornøyd på de enkelte forhold.

	KAT (N=382)	JmB (N=143)	VALS (N=445)
Kursarrangørs/tiltaksarrangørs tilgjengelighet	82	88	88
De ansattes evne til å snakke et lett forståelig språk	88	93	92
De ansattes vennlighet og imøtekommenhet	90	94	94
Tilgangen til lokaler og utstyr i forbindelse med jobbsøking	76	90	76
Servicen helhetlig sett	70	89	84

Tabell 4.9 viser at de aller fleste er godt fornøyd med arrangørens tilgjengelighet. På samme måte som tidligere, skiller imidlertid KAT-deltakerne seg noe ut i negativ retning. Det samme gjelder i forholdet til de ansattes evne til å snakke et lett forståelig språk og de ansattes vennlighet og imøtekommenhet. Når det gjelder tilgangen til lokaler og utstyr, synes forskjellene mellom KAT- og VALS-deltakerne på den ene siden og jobbklubb-deltakerne på den annen å være noe større. Det samme gjelder servicen. Men også for disse forholdene er hovedinntrykket at langt de fleste er mer enn godt fornøyd. At KAT- og VALS-deltakerne skiller seg sterkere fra jobbklubb-deltakerne når det gjelder tilgang til lokaler, er ikke uventet, siden både KAT og VALS er nye formidlingskonsepter sammenlignet med jobbklubbene.

Det er vanskelig ut fra disse resultatene å peke på noen enkel faktor som kan forklare hvorfor KAT-deltakerne gjennomgående er mindre fornøyd enn deltakerne i VALS og spesielt deltakerne i jobbklubbene. De spørsmålene der KAT-deltakerne skiller seg mest fra deltakerne i de to øvrige tiltakene, er i forhold til brukernes vurdering av arrangørens kompetanse og pedagogiske evner, lokaler og utstyr samt det generelle servicenivået. Her må vi imidlertid legge til at KAT-tiltaket skiller seg fra jobbklubbene ved at varigheten normalt vil være lengre, noe som kan påvirke brukertilfredsheten i negativ retning. Forskjellen mellom KAT-deltakerne og VALS-deltakerne kan også forklares med utgangspunkt i at VALS-deltakerne gjennomgående er eldre og derfor vil ha en tilbøyelighet til å svare mer positivt på undersøkelsen.

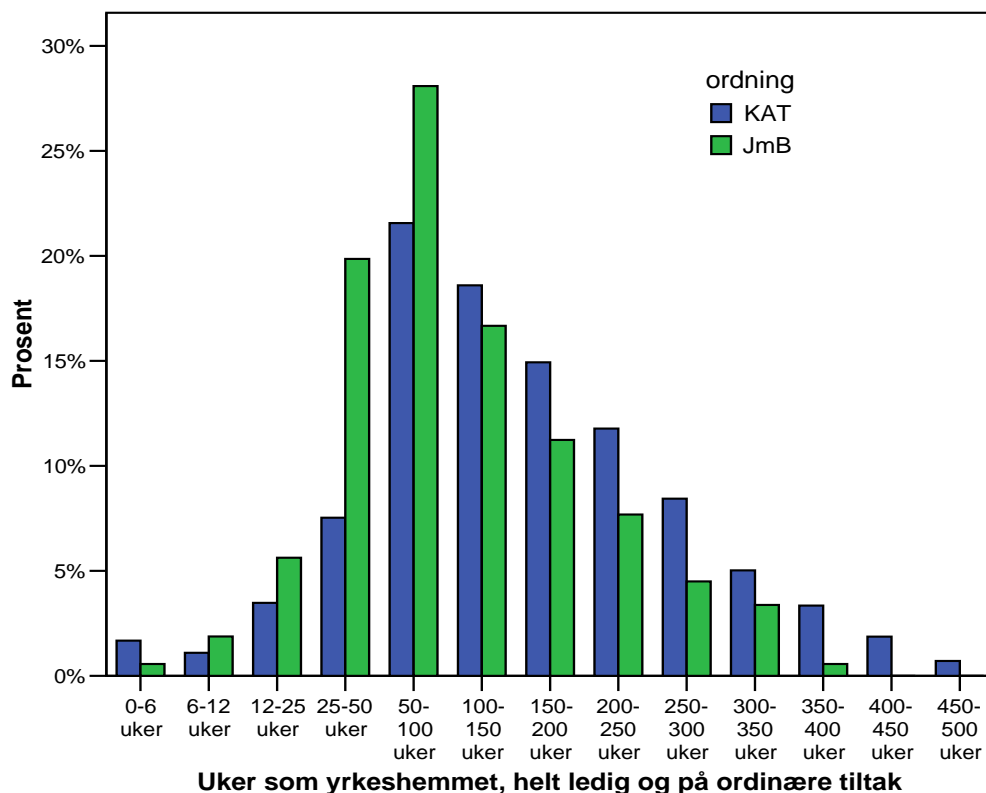
4.2.4 Parkering

I den forrige rapporten pekte vi på at KAT-deltakerne ble oppfattet som å være en spesielt heterogen gruppe og at VALS-deltakerne var mer homogen. En årsak til at KAT-deltakerne ble oppfattet som å være heterogen var måten disse ble rekruttert på. Stor grad av frivillighet og liten involvering av Aetat i rekrutteringen har sannsynligvis resultert i at KAT-deltakerne er mer motiverte enn både VALS- og jobbklubb-deltakerne. Denne heterogeniteten i kombinasjon med bonusfinansiering kan således tenkes å gi økt risiko for parkering.

Problemet med parkering kan også være aktuelt i VALS-prosjektet. Dette fordi deltaker og leverandør her kan ha sammenfallende interesser. Deltakeren kan ha interesse i å la seg parkere for slik å unngå å bli presset ut av en trygg tilværelse med ventelønn, mens det vil det være nærliggende for leverandøren å parkere disse siden de likevel ikke er motiverte til å skaffe seg nytt arbeid. En faktor som kan tenkes å virke i motsatt retning, kan være at man i VALS er gitt noen grad av fleksibilitet, ved at man kan benytte supplerende tiltak uten at dette belastet leverandørens økonomi. Vi har også tidligere vært inne på at VALS-deltakerne også en relativt homogen gruppe, noe som tilsier at det er mindre å tjene på parkering.⁷

Derimot synes faren for parkering av deltakere i jobbklubbene å være mindre. Dette fordi opplegget i jobbklubbene er mer avgrensede og definerte og opplegget mer fastspikret. Tilbudet i jobbklubbene ligger mer eller mindre fast og leverandørene har ikke noe tilbud ut over det som ligger i det faste opplegget som alle deltakerne går gjennom.

⁷ Et forhold som kan illustrere dette er at så og si alle VALS-deltakerne har mer enn 10 års arbeidserfaring (96%). Til sammenligning er det langt større spredning i arbeidserfaring blant deltakerne i KAT og jobbklubb.



Figur 4.1. Fordeling av varighet på utføring, ordinære tiltak og helt ledig for KAT-deltakere og deltakere på JmB.

På bakgrunn av påstanden om at KAT-deltakerne er en heterogen gruppe, har vi i figur 4.1 presentert en fordeling av deltakerne i KAT og jobbklubb i forhold til samlet varighet som yrkeshemmet, på ordinære tiltak og helt ledig. Grafen viser at det er en forholdsvis stor spredning mellom deltakerne i KAT og at spredningen er klart større enn for deltakerne i jobbklubb. På den ene siden finner vi at omtrent 15 % av KAT-deltakerne har en samlet varighet på under 50 uker og på den andre siden at i overkant av 30 % har en samlet varighet på over 200 uker. For det andre finner vi at spredningen blant KAT-deltakerne er større enn for deltakerne i jobbklubb.

I spørreundersøkelsen forsøkte vi å belyse problemstillingen med parke- ring ved å spørre deltakerne om de fikk den oppfølging de følte de hadde behov for. Tabell 4.10 viser at KAT-deltakerne skiller seg ut ved at disse oftere enn de andre svarer at de i liten grad, eller ikke i det hele tatt fikk den oppfølging de hadde behov for. Nesten halvparten av KAT-deltakerne har gjort seg denne

erfaringen. Men selv om KAT-deltakerne skiller seg ut, ser vi at også en betydelig andel i de to øvrige gruppene har gjort seg denne erfaringen. Dette trenger imidlertid ikke bety at disse ble parkert av leverandøren eller arrangøren. Svarene kan vel så gjerne være et uttrykk for mangel på motivasjon og engasjement hos den enkelte deltaker. Når det gjelder KAT-deltakerne, har vi tidligere antydning at det kanskje kan ha blitt skapt urealistisk høye forventninger til dette tiltaket. Slik sett kan den høye andelen som føler de ikke fikk den nødvendige oppfølging, mer være et uttrykk for forventninger som ikke er innfridd, enn faktisk mangel på oppfølging.

Tabell 4.10. Fikk du den oppfølging du hadde behov for? Prosent.

	KAT	JmB	VALS
Ja, i stor grad	30	41	35
Ja, i noen grad	27	36	39
Ja, men i liten grad	23	11	15
Nei	20	12	11
Totalt	100 (N=390)	100 (N=149)	100 (N=443)

For å få et bedre mål på parkeringsfenomenet, stilte vi også et mer direkte spørsmål om deltakerne opplevde at alle som deltok på tiltaket fikk den samme hjelpen av tiltaksarrangøren (Tabell 4.11). Svarene viser at de aller fleste mente at alle deltakerne fikk like mye hjelp. Likevel er det en ikke ubetydelig andel av de spurte, som mener at noen faktisk ble favorisert. Dette gjelder omtrent en fjerdedel av de spurte KAT-deltakerne (23 %) og omtrent hver tiende jobbklubb- og VALS-deltaker. Dette kan tyde på noen grad av parkering, eller i alle fall at deltakerne selv har opplevd det de tolker som parkering/favorisering.

Tabell 4.11. Ingen ble favorisert og ingen ble tilsidesatt. Prosent.

	KAT	JmB	VALS	Totalt
Ja, alle fikk like mye hjelp	77	89	90	85
Nei, noen ble favorisert	23	11	10	15
Totalt	100 (N=346)	100 (N=151)	100 (N=439)	100 (N=1036)

Resultatene kan tyde på at det har foregått en viss grad av parkering i de tre tiltakene. Mest omfattende synes dette å være i KAT-tiltaket. Vi kan imidlertid ikke konkludere med at dette nødvendigvis er en aktiv parkering fra leverandørenes side. Det kan vel så mye være at deltakeren etter hvert parkerer seg selv

eller at det er en kombinasjon av parkering både fra deltakere og arrangørene sin side. Det er noe mer overraskende at vi ikke finner tilsvarende resultater i VALS-forsøket. En forklaring kan være at VALS-deltakerne har vært en mer homogen gruppe og at det derfor er vanskeligere eller mindre å tjene på parkering. En annen forklaring kan være at selve betalingsmodellen til VALS-tiltaket ikke stimulerer i like stor grad til parkering av deltakerne. Det betyr imidlertid ikke at VALS arrangørene totalt sett er mer aktive overfor deltakerne enn arrangørene av KAT. Resultatene antyder at det er noe mer forskjellsbehandling i KAT enn i VALS.

4.2.5 Har tiltakene bidratt til jobresultater?

Det endelige målet på hvor godt disse tiltakene har fungert er i hvilken grad de har klart å få sine deltakere over fra trygd til lønn av eget arbeid. Til sist i dette kapitlet vil vi derfor se nærmere på i hvilken grad disse tre tiltakene har klart å formidle deltakerne ut i arbeid. I den forbindelse opereres det gjerne med to typer resultatindikatorer: grad av jobbsøking og om deltakerne har kommet ut i jobb.

Tabell 4.12. Søkte du jobb mens du var på tiltaket? Prosent.

	KAT	JmB	VALS
Ja, mange	58	33	17
Ja, noen	38	54	54
Nei	4	13	28
Totalt	100	100	99
	(N=397)	(N=148)	(N=468)

En forutsetning for å få jobb er gjerne at man søker på aktuelle stillinger. Vi ba deltakerne angi i hvilken grad de søkte stillinger mens de var på tiltaket. KAT-deltakerne synes å ha vært de mest aktive jobbsøkerne. Blant disse svarte hele 58 % av de spurte at de søkte på mange stillinger mens de var på tiltaket. Tilsvarende andel blant jobbklubb-deltakerne var på 33 %. VALS-deltakerne skiller seg ut ved at disse i langt mindre grad enn de øvrige søkte stillinger mens de var på tiltaket. Blant disse svarer bare 17 % av de spurte at de søkte mange stillinger.

Tabell 4.13. Metoder benyttet under jobbsøking. Andelen i prosent som svarer i "stor" eller "noen" grad.

	KAT (N=375)	JmB (N=133)	VALS (N=335)
Søkte på stillinger på Internet	86	69	47
Søkte på ledige stillinger i aviser, tidsskrifter	88	71	71
Søkte på stillinger i Aetats stillingsdatabase	82	75	55
Sendte ut søknad/CV til aktuelle arbeidsgivere	59	62	28
Kontaktet mulige arbeidsgivere på telefon	53	53	38
Oppsøkte arbeidsgiver personlig	50	48	38

Vi stilte også spørsmål om hvilke metoder man hadde benyttet i jobbsøkingen. Her synes KAT-deltakerne å ha benyttet et bredere spekter av metoder enn deltakerne i de to øvrige tiltakene. Den vanligste måten å søke jobb på er gjennom Internet og utlyste stillinger i aviser og tidsskrifter. Ellers benyttes også Aetats stillingsdatabase hyppig og spesielt av KAT-deltakerne. De tre metodene som er listet opp nederst i tabellen omfatter arbeidssøking på stillinger som ikke er utlyste eller annonserte. Disse metodene benyttes i mindre grad enn de førstnevnte, samtidig som det her er mindre forskjeller i bruken mellom KAT-deltakerne og jobbklubb-deltakerne.

Tabell 4.14. Hvilken hovedaktivitet har deltakerne? Prosent.

	KAT	JmB	VALS
Fast arbeid – heltid	27	18	4
Fast arbeid – deltid	7	7	20
Midlertidig arbeid – heltid	11	11	4
Midlertidig arbeid – deltid	5	7	20
Skole, utdanning eller kurs	4	12	1
Sykemeldt/medisinsk rehabilitering	6	4	4
Uføretrygdet/alderspensjon	1	0	1
Arbeidsledig	34	30	30
Annet	5	11	16
Totalt	100 (N=394)	101 (N=152)	100 (N=467)

Sett i forhold til hvilken hovedaktivitet tiltaksdeltakerne hadde på undersøkelsestidspunktet, viser tabell 4.14 at det er klare forskjeller mellom de tre tiltakene. Vi finner her at KAT-deltakerne i størst grad er i fast heltidsarbeid (27 %), mens VALS-deltakerne i minst grad har fast heltidsarbeid. Motsatt finner vi at

VALS-deltakerne i størst grad har midlertidig deltidsarbeid og KAT-deltakerne i minst grad. Jobbklubb-deltakerne ser ut til i størst grad å enten ha fått fast eller midlertidig heltidsarbeid. Ellers ser vi også en klar tendens til at VALS-deltakerne har deltidsarbeid, mens KAT og jobbklubb-deltakerne i større grad har fått heltidsarbeid.

Tabell 4.14 viser at mellom 43 % og 50 % av deltakerne har en eller annen tilknytning til arbeidslivet. Dette trenger imidlertid ikke være en effekt av tiltaksdeltakelsen. Vi ba derfor deltakerne om å angi hvor stor betydning deres deltakelse på tiltakene har hatt for at de i dag er i arbeid. Spørsmålet lød: Dersom du i dag er i arbeid, mener du at din deltakelse i denne jobbklubben/dette tiltaket har hatt betydning for at du i dag er i arbeid?

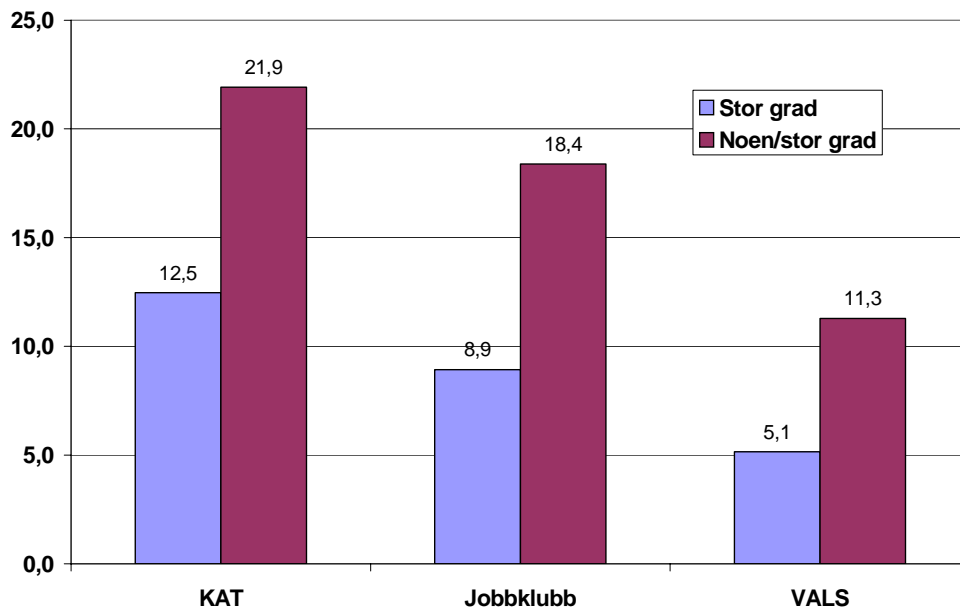
Tabell 4.15. Betydningen av tiltaket for at man er i arbeid. Prosent.

	KAT	JmB	VALS
Ja, i stor grad	29	19	11
Ja, i noen grad	15	19	14
Ja, men i liten grad	10	13	14
Nei, ingen betydning	46	50	62
Totalt	100	101	101
	(N=189)	(N=64)	(N=207)

Tabell 4.15 viser at det er KAT-deltakerne som tillegger tiltaket størst betydning og VALS-deltakerne minst. Faktisk er det hele 62 % av de spurte VALS-deltakerne som mener at deltakelsen på VALS-prosjektet ikke har hatt noen betydning for at de i dag er i arbeid. Videre er det kun 11 % som mener at det har hatt stor betydning. Dette har sannsynligvis sammenheng med at en del VALS-deltakere allerede før de gikk inn i tiltaket hadde en deltidsansettelse.

Dersom vi sammenstiller resultatene i Tabell 4.14 med resultatene i 4.15, kan vi regne oss frem til en slags subjektiv nettoeffekt av tiltaket, basert på andelen som er i jobb og andelen av disse igjen som tillegger tiltaket betydning for at de fikk jobb. Figur 4.2 viser hvor stor andel dette utgjør for hvert av tiltakene, avhengig av om man legger til grunn at tiltaket i stor grad eller i stor/noen grad har hatt betydning for at de har fått jobb. Dersom vi først tar utgangspunkt i de som mente at tiltaket hadde stor/noen betydning, finner vi at det er 22 % av KAT-deltakerne som mener at tiltaket har noe betydning for at de har fått jobb. Tilsvarende for Jobbklubb er 18 % og for VALS 11 %. Dersom vi stiller strengere kriterier, dvs at vi kun tar med de som mente tiltaket hadde stor betydning, finner vi at det bare er 13 % av KAT-deltakerne, 9 % av jobbklubb-deltakerne og

5 % av VALS-deltakerne som tillegger tiltaket stor betydning for at de fikk jobb.



Figur 4.2. Jobbeffekter av tiltaksdeltakelse (andel i jobb som mener tiltaket har hatt noen/stor betydning).

Vi har også stilt et tilsvarende spørsmål til de som ikke har fått jobb. Spørsmålet vi stilte lød: ”Dersom du ikke er i arbeid, mener du din deltakelse i jobbklubben/tiltaket likevel har styrket dine muligheter på arbeidsmarkedet?”

Tabell 4.16. Har tiltaket styrket deltakernes muligheter på arbeidsmarkedet? Prosent.

	KAT	JmB	VALS
Ja, i stor grad	8	30	5
Ja, i noen grad	31	28	22
Ja, men i liten grad	25	30	29
Nei, ingen betydning	36	12	45
Totalt	100 (N=195)	99 (N=83)	101 (N=235)

Tabell 4.16 viser at det først og fremst er jobbklubb-deltakerne som mener at tiltaket har styrket deres mulighet på arbeidsmarkedet. Hele 58 % mener at til-

taket i noen eller stor grad har styrket deres muligheter. Kontrasten er stor til både KAT og VALS. Mens tilsvarende andel for KAT-deltakerne er på 39 % er andelen for VALS-deltakerne på 27 %. Her ser vi faktisk at det er en større andel av jobbklubb-deltakerne som ikke har fått jobb, som tillegger tiltaket stor/noen betydning, sammenlignet med de deltakerne som har fått jobb. Når det gjelder KAT, er dette forholdet motsatt. Her er det en klart større andel av de som har fått jobb, som tillegger tiltaket stor betydning sammenlignet med de som ikke har fått jobb. En tolkning av disse resultatene kan, som vi har vært inne på over, være at deltakerne i KAT-tiltaket har vært utsatt for en større grad av parkering enn det deltakerne i jobbklubbene har vært.

4.3 Analyser av mikrodata

I dette avsnittet skal vi beskrive datagrunnlaget og gjennomføre analyser av de eksterne ordningene KAT, VALS og jobbklubb med bonus. Datagrunnlaget er noe forskjellig i de tre analysene. KAT-deltakere består av langtidsledige og yrkeshemmede, og utvalget er således trukket fra denne kategorien arbeidssøkere. Langtidsledige og yrkeshemmede som har deltatt på KAT-tiltak utgjør forsøksgruppen, mens langtidsledige og yrkeshemmede ellers utgjør sammenlikningsgruppen. I den forbindelse har vi benyttet et evalueringsdesign som mer presist definerer en sammenlikningsgruppe. Vi skal komme nærmere inn på dette nedenfor.

Videre er utvalget, som benyttes ved evaluering av effekter av jobbklubb med bonus, trukket med utgangspunkt i alle personer som har deltatt på jobbklubber. Dette er også hovedsaklig langtidsledige og yrkeshemmede, men de er i gjennomsnitt noe yngre enn gjennomsnittet for disse arbeidssøkergruppene. De arbeidssøkerne som har deltatt på eksterne jobbklubbtiltak som har en bonusordning utgjør forsøksgruppen, mens øvrige jobbklubb-deltakere utgjør sammenlikningsgruppen. Endelig er utvalget brukt ved analyser av effekter av VALS-tiltak blitt trukket med utgangspunkt i alle personer som er på ventelønn. Forsøksgruppen utgjøres således av ventelønsmottakere som har deltatt på VALS-tiltak, mens sammenlikningsgruppen utgjøres av øvrige ventelønsmottakere.

Utvalgene som benyttes i VALS-analysen og i analysen av jobbklubb med bonusordning består kun av de arbeidssøkere i de ulike kategoriene som har levert sluttmeldekort. KAT-utvalget bygger også på sluttmeldekortene, men her har vi også tatt med personer som ikke har mottatt sluttmeldekort innen 3 måneder etter avsluttet tiltakskjede. Vi kommer nærmere tilbake til KAT-utvalget nedenfor.

Sluttmeldekort er en ordning som Aetat iverksatte våren 2001, og disse sendes automatisk i løpet av 8-10 uker etter at en arbeidssøker har sluttet å registrere seg hos Aetat (inaktivitetsdato). Det finnes ni ulike svaralternativer på sluttmeldekortet, hvorav heltids- og deltidsarbeid utgjør to. Vi har ingen informasjon om varigheten av arbeidsforholdet. Suksesskriteriet vi bruker er hvorvidt arbeidssøkerne har fått jobb eller ikke – fordelt på heltids- eller deltidsjobb.

Det er flere problemer knyttet til bruk av sluttmeldekort som kilde til informasjon om hvorvidt tiltaksdeltakerne har hatt suksess eller ikke i arbeidslivet. Bl.a. kan det stilles spørsmål ved i hvilken grad opplysninger fra sluttmeldekortene er egnet til å avdekke at tiltaksdeltakerne ikke har fått jobb. Videre er nok heller ikke sluttmeldekortene godt egnet til å avdekke hvorvidt en VALS-deltaker eller jobbklubb-deltaker har fått deltidsarbeid. Det er nemlig slik at hvis en helt arbeidsledig person oppnår delvis sysselsetting, men ønsker en høyere stillingsandel, vil vedkommende fortsatt være registrert som ”aktiv” i Aetats registre og ikke motta sluttmeldekort. VALS-deltakere som har fått deltidsarbeid og som fortsatt mottar delvis ventelønn skal sende meldekort og er således fortsatt å regne som aktive arbeidssøkere. Med andre ord skal de fleste som formidles til deltidsarbeid, både fast og midlertidig, ikke sende inn sluttmeldekort – bare de som har fått heltidsarbeid eller deltidsarbeid av et slikt omfang at de ikke ønsker ytterligere sysselsetting.

For å kunne vurdere i hvilken grad deltakelse på de ulike tiltakene påvirker deltakernes jobbsannsynlighet, ville det ideelle være å innhente informasjon fra sysselsettings- og arbeidssøkerregisterne en tid etter at deltakelse på forsøkene er avsluttet. Denne evalueringen kommer imidlertid på et for tidlig tidspunkt til at det lar seg gjøre å utnytte slik informasjon fullt ut.

4.3.1 Jobbklubb med bonusordning (JmB)

Datagrunnlaget

Som sagt er utvalget trukket fra populasjonen av jobbklubb-deltakere i Norge. Jobbklubb med bonus kom først skikkelig i gang på nyåret 2004, og skillet mellom sammenliknings- og forsøksperiode er derfor satt til den 01.01.2004. Totalt er det 856 jobbklubb-deltakere vi har informasjon om – dvs. som har levert sluttmeldekort i perioden 01.01.2001 til 31.12.2004. Sammenlikningsperioden består således av 3 år, mens forsøksperioden kun har ett års varighet. Om lag 15 % av utvalget har deltatt på jobbklubb med bonusordning. Tabell 4.17 gir en oversikt over fordelingen av svar fra sluttmeldekortet fordelt etter deltakere på jobbklubb med bonus og deltaker på ordinære jobbklubber.

Tabell 4.17. Fordelingen av svar fra sluttmeldekortet fordelt etter deltakere på jobbklubb med bonus og deltaker på ordinære jobbklubber.

	Ordinær jobbklubb (%)	Jobbklubb med bonus (%)
Jobb, heltid	56,7	61,1
Jobb, deltid	14,3	12,2
Utdanning	7,3	6,9
Omsorgsarbeid	3,1	2,3
Langvarig sykemelding	7,4	6,9
Uføretrygd	0,5	0
Verneplikt	0,5	0
Arbeidsledig	6,6	9,1
Annet	3,6	1,5
	100 (obs = 725)	100 (obs = 131)

Tabellen viser at en større andel deltakere på jobbklubb med bonusordning har fått heltidsarbeid, mens en mindre andel har fått deltidsarbeid. Fordelingen av hvor mange som totalt sett har fått hel- eller deltidsarbeid er derfor nokså lik mellom de to deltakergruppene – nærmere bestemt drøyt 70 %. Vi ser dessuten at deltakere på jobbklubb med bonusordning i større grad ser ut til å være arbeidsledige, siden andelen arbeidsledige for denne gruppen er 2,5 prosentpoeng høyere enn for ordinære jobbklubb-deltakere.

I tabell 4.18 gir vi en oversikt over fordelingen av utdanningsbakgrunn, yrkesbakgrunn og nasjonalitet etter personer på ordinære jobbklubber og jobbklubb med bonusordning. Vi ser av tabellen at det er relativt små forskjeller mellom de to typene jobbklubb-deltakere etter disse kjennetegna. For utdanning legger vi merke til at det er en større andel deltakere på jobbklubb med bonusordning som kun har grunnskole eller grunnkurs, videregående (VK1) enn for ordinære jobbklubb-deltakere. Vi ser også at det er en klart større andel deltakere på jobbklubb med bonusordning, som har nasjonalitetsbakgrunn fra andre land enn Norge og OECD. Vi kan derfor forsiktig konkludere at deltakerne på jobbklubb med bonusordning i utgangspunktet kan forventes å være dårligere utrustet for arbeidsmarkedet enn det de ordinære jobbklubb-deltakerne er.

Tabell 4.18. Fordeling av utdanningsbakgrunn, yrkesbakgrunn og nasjonalitet etter personer på ordinære jobbklubber og jobbklubb med bonusordning.

	Ordinær jobbklubb (%)	Jobbklubb med bonus (%)
<i>Utdanning:</i>		
Grunnskole	8,1	9,9
VK1	34,8	36,6
Avsluttet videregående	33,8	27,5
Høyere utdanning – inntil 4 år	18,6	18,3
Høyere utdanning – mer enn 4 år	4,0	5,3
Ukjent	0,07	2,3
<i>Praksis:</i>		
Primærnæring	0,8	1,5
Sekundærnæring	27,3	20,6
Tertiærnæring	68,6	74,8
Ingen/uoppgitt	3,3	3,1
<i>Nasjonalitet:</i>		
Norsk	91,6	92,4
OECD	3,8	0,8
Ikke OECD	4,6	6,9
	n = 725	n = 131

Til slutt registrerer vi at det er en større andel med yrkespraksis fra sekundærnæringene blant de ordinære jobbklubb deltakerne enn tilfelle er for deltakerne på jobbklubb med bonusordning. Det motsatte er tilfelle for tertiærnæringene.

I tabell 4.19 presenterer vi enkel statistikk for resten av variablene som inngår i analysen av jobbklubber. Det gjelder bakgrunnskjenntegn som kjønn, alder og arbeidssøkerbakgrunn. For det første ser vi av tabellen at gjennomsnittsalderen er ganske lik i de to gruppene av jobbklubb deltakere, mens andelen kvinner er klart lavere i gruppen av deltakere i jobbklubb med bonusordning.

Tabell 4.19. Fordeling av utdanningsbakgrunn, yrkesbakgrunn og nasjonalitet etter personer på ordinære jobbklubber og jobbklubb med bonusordning.

	Ordinær jobbklubb (%)	Jobbklubb med bonus (%)
Alder	34	35
Andel kvinner (prosent)	50,8	45,0
Arbeidsledighet (prosent)	4,0	3,8
<i>Arbeidssøkererfaring:</i>		
Andel YH (prosent)	16,1	13,0
Antall uker på YH-tiltak (1997-2004)	117 (n = 117)	127 (n = 17)
Antall uker på ordinære tiltak (1997-2004)	11 (n = 720)	11 (n = 130)
Antall uker helt ledig (1997-2004)	60 (n = 720)	60 (n = 131)
Antall uker delvis sysselsatt (1997-2004)	23 (n = 528)	29 (n = 89)
Antall uker i annen arbeidssøking (1997-2004)	6 (n = 237)	6 (44)

Varighet i ulike arbeidssøkertilstander er beregnet i uker fra og med 1997 fram til dato for utsendelse av sluttmeldekort. Hensikten med denne, nokså omfattende kartleggingen av jobbklubb deltakerne, er å ha best mulig kontroll med hva slags type arbeidssøkere som inngår i utvalget. Den varigheten som er registrert for de ulike tilstandene er for øvrig også kun beregnet med utgangspunkt i de som er registrert i de ulike tilstandene. Derfor er det antallet som ligger til grunn for beregningene varierende.

Når det gjelder arbeidssøkerbakgrunn ser vi at andelen yrkeshemmede er noe lavere for de som deltar på jobbklubb med bonusordning. Varigheten som yrkeshemmede er lenger for deltakerne på jobbklubb med bonus enn for ordinære jobbklubb deltakere. Vi ser også at antall uker som delvis sysselsatt har noe lenger varighet for deltakerne på jobbklubb med bonusordning. For øvrig ser vi at varigheten på de mest omfattende arbeidssøkertilstandene helt ledig og ordinære arbeidsmarkedstiltak er jevnt fordelt på de to gruppene av jobbklubb deltakere. Det samme gjelder varigheten i annen arbeidssøking.

Analysen

Før vi gjennomfører analysen av hvorvidt deltakere på jobbklubb med bonusordning har høyere jobbsannsynlighet etter endt kurs enn ordinære jobbklubb deltakere, kan det være nyttig å analysere om det er en observerbar systematisk

seleksjon av arbeidssøkere med bestemte kjennetegn til jobbklubb med bonusordning. Vi har gjennomført en logitanalyse for den delen av utvalget som hører hjemme i forsøksperioden der sannsynligheten for å delta på jobbklubb med bonusordning estimeres med en rekke arbeidssøkerkjennetegn som uavhengige variable. Resultatene er presentert i tabell 4.20.

Tabell 4.20. Sannsynligheten for å delta på jobbklubb med bonusordning. Kji-kvadrat i parentes ($n = 692$).^a

Variabelbeskrivelse	Estimert koeffisient
Kjønn (kvinner = 1, menn = 0)	-0,4606 (4,72)**
Alder	+
VK1	-
Avsluttet videregående	-
Høyere utdanning – inntil 4 år	-
Høyere utdanning – mer enn 4 år	-
Ukjent utdanning	1,9902 (3,80)*
Praksis fra primærnæring	+
Praksis fra tertiærnæring	0,6327 (5,90)**
Ingen praksis/uoppgitt	+
Statsborgerskap OECD (utenom Norge)	-1,7377 (2,83)*
Statsborgerskap utenfra OECD	+
Arbeidsledighet	-0,2585 (4,67)**
Dager i YH-tiltak	-
Dager i ordinære arbeidsmarkedstiltak	-
Dager som helt arbeidsledig	-
Dager som delvis sysselsatt	+
Dager som annen arbeidssøker	-
-2log-likelihood	681,12

^a For koeffisienter ikke signifikant forskjellig fra 0 på 10 % nivå, er det bare oppgitt koeffisientens fortegn.

*Signifikant på 10 % nivå. **Signifikant på 5 % nivå.

Tabellen viser at kvinner, personer fra OECD land utenom Norge, og personer i kommuner med høy arbeidsledighet har lavere sannsynlighet for å bli valgt ut som deltaker i jobbklubb med bonusordning. Vi ser ellers at personer med yrkespraksis fra tertiærnæringene og personer med ukjent utdanningsbakgrunn har signifikant høyere sannsynlighet for å bli rekruttert til jobbklubb med bonusordning. Dette kan ha noe med tilfeldige utslag av fordelingen av arbeidssøkere i de fylker der ordningen er blitt prøvd ut. Siden det er Aetat som utfører seleksjon til tiltak er det liten grunn til å tro at det ligger en bevisst fløteskummingsmekanisme bak den observerte seleksjonen.

I Tabell 4.21 presenterer vi resultater som analyserer sannsynligheten for å få jobb for de som har sluttet å melde seg hos Aetat. Vi presenterer to modeller: Begge har med de to testvariablene D_1 og D_2 og bakgrunnsvariable som

kjønn, alder, utdanning, yrkespraksis, statsborgerskap. Modell 2 har i tillegg med arbeidssøkerhistorie fra og med 1997 til dato for utsending av sluttmeldekort.

Tabell 4.21. Sannsynligheten for å få jobb etter endt deltakelse på jobbklubb. Kji-kvadrat i parentes ($n = 856$).^a

Variabelbeskrivelse	Modell 1	Modell 2
D ₁ (= 1 for forsøksperiode, 0 ellers)	+	+
D ₂ (= 1 for deltakere på jobbklubb med bonusordning, 0 for ordinære jobbklubb-deltakere)	+	+
Kjønn (kvinner = 1, menn = 0)	-	-
Alder	0,0161** (4,02)	0,0243*** (7,73)
VK1	+	+
Avsluttet videregående	0,6574** (4,80)	0,7085** (5,34)
Høyere utdanning – inntil 4 år	0,7933** (5,86)	0,8838*** (6,87)
Høyere utdanning – mer enn 4 år	1,6547*** (7,67)	1,6024*** (7,67)
Ukjent utdanning	-	-
Praksis fra primærnæring	-	-
Praksis fra tertiærnæring	-0,3559* (3,09)	-0,3978* (3,66)
Ingen praksis/uoppgitt	-0,9676** (5,12)	-1,0386** (5,48)
Statsborgerskap fra OECD (utenom Norge)	+	+
Statsborgerskap utenfra OECD	-	-0,6762* (3,57)
Arbeidsledighet i kommunen	0,1664* (3,07)	0,2156** (4,88)
Dager i YH-tiltak		-0,0006*** (9,15)
Dager i ordinære arbeidsmarkedstiltak		+
Dager som helt arbeidsledig		-0,0010*** (18,02)
Dager som delvis sysselsatt		0,0011** (4,66)
Dager som annen arbeidssøker		-
-2log-likelihood	978,795	949,776

^a For koeffisienter ikke signifikant forskjellig fra 0 på 10 % nivå, er det bare oppgitt koeffisientens fortegn.

*Signifikant på 10 % nivå. **Signifikant på 5 % nivå. ***Signifikant på 1 % nivå.

Vi er mest interessert i resultatene for D_2 siden den tester den direkte effekten på jobbsannsynligheten av å delta på jobbklubb med bonusordning. I tillegg er vi interessert i å ha kontroll med eventuelle systematiske forskjeller i jobbsannsynlighet mellom forsøks- og sammenlikningsperioden, slik at vi ikke risikerer at det er slike forskjeller som er årsak til eventuelle observerte forskjeller i jobbsannsynlighet mellom forsøksgruppe og sammenlikningsgruppe. Som vi ser er det verken forskjeller i jobbsannsynlighet mellom forsøks- og sammenlikningsperiode eller mellom forsøks- og sammenlikningsgruppe. Vi kan med andre ord på bakgrunn av denne analysen ikke slutte at forsøket med jobbklubb med bonusordning har hatt den ønskede effekt på jobbsannsynligheten for de involverte arbeidssøkerne. Vi registrerer imidlertid at det er positiv effekt i begge modeller, men altså at den ikke er signifikant på et tilfredsstillende nivå for testen.

Av resultater ellers finner vi det som vi ville forvente ut fra liknende analyser som har vært gjennomført tidligere. Høy utdanning gir økt jobbsannsynlighet sammenliknet med bare grunnskole. Antall dager som yrkeshemmet og som helt arbeidsledig reduserer klart sannsynligheten for å få jobb, mens dager som delvis sysselsatt øker sannsynligheten. Vi finner også forventede effekter for yrkespraksis og statsborgerskap. Personer uten yrkespraksis har, ikke uventet, lavere jobbsannsynlighet enn personer med yrkespraksis, mens personer med statsborgerskap utenfor OECD-området har lavere jobbsannsynlighet enn personer fra OECD-land.

Vi finner to effekter som ikke er som vi i utgangspunktet ville forventet. Ofte har alder negativ effekt på jobbsannsynlighet. Nærmere analyser tyder imidlertid på at dette ikke er entydig, men at dette i all hovedsak gjelder personer over 40 år, jf. bl.a. Møller m.fl. (2003). Siden gjennomsnittsalderen i utvalget av jobbklubb-deltakere er 35 år, er det derfor ikke uventet at vi finner en positiv jobbsannsynlighet med økt alder.

Den andre uventede effekten vi finner er at økt arbeidsledighetsrate i kommunen øker sannsynligheten for å få jobb. Dette er et uventet resultat og langt fra hva som er vanlig i tilsvarende analyser, jf. Møller m.fl. (2003). Årsaken til dette kan vi bare spekulere i, men det er nærliggende å tro at det gjør seg gjeldende gruppespesifikke effekter knyttet til kommunenivået. Denne variabelen har lik verdi for alle personer i samme kommune, og dersom det er spesielle kjennetegn som er felles for alle i samme kommune kan koeffisienten til den kommunale arbeidsledigheten gi uttrykk for andre forhold enn det den faktisk var ment å uttrykke.

4.3.2 VALS

Datagrunnlaget

Utvalget for denne analysen består av 626 personer, hvorav 85 har vært deltakere på VALS og resten er øvrige ventelønnsuttakere. Utvalget består av de som har levert sluttmeldekort i perioden 28.mars 2001 til 9. februar 2005. Første sluttmeldekort for en person som har vært på VALS er datert 14.12.2003 med VALS-oppstart 17.9.2003. Vi har derfor satt skillet for overgang til forsøksperioden til sluttmeldedato 1.12.2003. Fordelingen av svar på sluttmeldekortene er beskrevet i Tabell 4.22.

Tabell 4.22. Svarfordeling på sluttmeldekort fordelt på VALS-deltakere og øvrige ventelønnsuttakere.

	Ordinær ventelønn (%)	VALS (%)
Jobb, heltid	22,0	28,2
Jobb, deltid	14,6	16,5
Utdanning	1,1	7,1
Omsorgsarbeid	0,6	1,2
Langvarig sykemelding	14,8	14,1
Uføretrygd	25,9	2,4
Verneplikt	0,4	0
Arbeidsledig	10,9	23,5
Annet	9,8	7,1

Vi ser at andelen som har fått jobb, enten heltid eller deltid, er noe større blant de som har vært deltakere på VALS. Den største forskjellen ser vi for øvrig i gruppen som har gått ut i uføretrygd. Dette gjelder 2,3 % av VALS-deltakerne, mens mer enn en fjerdedel av de øvrige ventelønnsuttakerne har krysset av for dette svaralternativet i sluttmeldekortet. Dette er en ganske stor forskjell og årsaken er sannsynligvis at etableringen av VALS har fungert som en avklaring i forhold til mange ventelønnsuttakere. Ellers ser vi at deltakere på VALS i større grad går ut i ren arbeidsledighet eller til utdanning, sammenlignet med øvrige ventelønnsuttakere.

Det er altså betydelige forskjeller mellom sluttmeldekort fra VALS-deltakere og andre ventelønnsuttakere. Dette kan skyldes effekter av VALS, men det kan også være at de arbeidssøkerne som blir deltakere på VALS har andre forutsetninger for å få arbeid eller å bli uføretrygdet enn resten av ventelønnsuttakerne. Dette håper vi å kontrollere for ved å legge til en del andre kjennetegn ved arbeidssøkerne som variabler i analysen. Tabell 4.23 viser verdier for disse variablene fordelt på VALS deltakere og ikke-VALS-deltakere. Vi har ikke det samme utvalget av data for jobbsøkerhistorie som vi har for Jobb-

klubb- og KAT-deltakerne. Vi involverer heller ikke variabler for statsborgerskap, siden alle i utvalget, med unntak av 2-3 stykker, er norske statsborgere.

Tabell 4.23. Bakgrunnskjennetegn for VALS-deltakere og øvrige ventelønns-mottakere.

	Ordinær ventelønn (%)	VALS (%)
Gjennomsnittsalder	57,9	54,6
Andelen kvinner	59,1	55,3
Arbeidsledighet	3,9	4,1
<i>Utdanning</i>		
Grunnskole	25,1	14,1
VK1	37,2	42,4
Avsluttet videregående	22,4	25,9
Høyere utdanning – inntil 4 år	9,4	12,9
Høyere utdanning – mer enn 4 år	2,2	4,7
Ukjent	3,7	0
<i>Praksis</i>		
Primærnæring	0,4	0
Sekundærnæring	10,4	11,8
Tertiærnæring	88,2	83,5
Ingen / uoppgitt	1,1	4,7
Antall uker på ventelønn	111	119
- av disse, antall uker på VALS	0	33

Vi ser at personene i de to gruppene er relativt like. Gjennomsnittsalderen og andelen kvinner er noe lavere for deltakerne på VALS, mens arbeidsledigheten i VALS-deltakernes bostedskommuner er noe høyere i gjennomsnitt. Utdanningsnivået er høyere for VALS-deltakerne enn for de andre, mens yrkespraksis er ganske likt fordelt mellom de ulike næringsgruppene. Når det gjelder hvor lenge de i gjennomsnitt har mottatt ventelønn, er dette også rimelig likt fordelt, men VALS-deltakerne har noe lenger ventelønns historie enn de ordinære mottakerne.

Analysen

Vi har først gjennomført en analyse av sannsynligheten for å bli VALS-deltaker blant utvalget av alle ventelønns-mottakere i forsøksperioden. Denne viser det samme som Tabell 4.24, nemlig at VALS-deltakerne er yngre, har høyere utdanning, bor i kommuner med høyere ledighet og har hatt flere uker på ventelønn.

Tabell 4.24. Sannsynligheten for å delta på VALS. Kji-kvadrat i parentes (n = 428).

Variabelbeskrivelse	Estimert koeffisient
Kjønn (kvinner=1, menn=0)	-
Alder	- 0,0351 ^{***} (15,61)
VK1	0,3531 [*] (2,85)
Avsluttet videregående	+
Høyere utdanning – inntil 4 år	0,4911 [*] (3,12)
Høyere Utdanning – mer enn 4 år	+
Ukjent utdanning	-
Praksis fra primærnæring	-
Praksis fra tertiærnæring	-
Ingen praksis / ikke oppgitt	+
Arbeidsledighet	0,1720 ^{**} (6,14)
Antall uker med ventelønn	0,0037 ^{**} (6,48)
Log-likelihood	-192,1

Tabell 4.25 viser resultatene fra hovedanalysen. Denne skal vise om VALS-deltakere har en høyere sannsynlighet for å få jobb enn andre ventelønsmottakere. Som i analysen av ordningen Jobbklubb med bonus, bruker vi her de to testvariablene D_1 og D_2 . For D_1 er overgangen til forsøksperioden satt til 1.12.2003 målt ved tidspunkt for sluttmeldekort. D_2 skiller mellom VALS-deltakere og øvrige ventelønsmottakere. Den avhengige variabelen er basert på dataene fra sluttmeldekortene, og viser om personen har gått ut i arbeid. I modell 1 og 2 gjelder dette dersom det er krysset av for en av kategoriene ”Jobb, heltid” eller ”Jobb, deltid”. I modell 3 er det kun heltidsarbeid som registreres som suksesskategori.

Tabell 4.25. Sannsynligheten for å gå ut i jobb etter ventelønn. (n = 626)

	Modell 1	Modell 2	Modell 3
D ₁ (= 1 for forsøksperiode, 0 ellers)	-0,2423** (4,54)	- 0,1892 (2,50)	-0,0031 (0,00)
D ₂ (= 1 for deltakere på VALS, 0 for ordinære ventelønnsnettakere)	0,3003* (3,84)	0,2131 (1,66)	0,1042 (0,36)
Kjønn(kvinner=1, menn=0)		-	-0,3317*** (6,73)
Alder		-0,0511*** (53,27)	-0,0436*** (36,15)
VK1		-	+
Avsluttet videregående		+	0,3191* (3,20)
Høyere utdanning – inntil 4 år		+	+
Høyere Utdanning – mer enn 4 år		+	-
Ukjent utdanning		0,5638* (3,18)	+
Praksis fra primærnæring		-	-
Praksis fra tertiærnæring		+	+
Ingen praksis / ikke oppgitt		-	+
Arbeidsledighet		-0,125** (6,07)	-
Antall uker med ventelønn		-	-
Log-likelihood	-411,5	-367,3	-302,9

Modell 1 viser bruttoeffekten av de to testvariablene. Vi ser at jobsannsynligheten for ventelønnsnettakere er lavere i forsøksperioden enn i perioden før, men at VALS-deltakerne ligger høyere. Dette stemmer overens med oversikten i Tabell 4.22 som viste at andelen som gikk ut i arbeid var størst blant VALS-deltakerne.

Som vi viste i tabell 4.23, er ikke VALS-deltakerne og de øvrige ventelønnsnettakerne to identiske grupper. Blant annet er VALS-deltakerne i gjennomsnitt 3,3 år yngre, noe som også kan forklare at det er flere i denne gruppen som går ut i jobb. Modell 2 kontrollerer for disse forskjellene. Resultatene viser en positiv D₂, det vil si en positiv virkning av VALS, men denne er ikke signifikant. Vi kan dermed ikke påvise noen klar effekt av ordningen. D₁ er negativ, men heller ikke denne er signifikant. Vi ser ellers at høyere alder gir lavere jobsannsynlighet, og at det også er vanskeligere å få jobb i kommuner med høy arbeidsledighet. Disse resultatene er som forventet. Høyere utdanning ser også ut til å gi bedre jobsannsynlighet selv om dette ikke er signifikante resultater. At vi får et signifikant positivt utslag (på 10 % nivå) av ”Ukjent utdanning” er vanskelig å tolke siden vi ikke vet hva som skjuler seg i denne variabelen.

4.3.3 KAT

Datagrunnlaget

Datagrunnlaget som er benyttet i forbindelse med analyser av effekten av KAT-tiltakene er trukket fra langtidsledige og yrkeshemmede arbeidssøkere. Utvalgskriteriet er alle registrerte yrkeshemmede i perioden fra og med 01.01.2001 til 01.05.2005. Vi har i tillegg tatt med informasjon om arbeidssøkerhistorie for de av arbeidssøkerne i utvalget som er registrert i Arbeidsdirektoratets registre tilbake til 01.01.1996.

KAT-tiltakene ble gjennomført i de fire fylkene Hedmark (bare for langtidsledige over 50 år), Buskerud, Vest-Agder og Hordaland. De første forsøkene kom i gang august 2003 og vi har derfor satt forsøksperioden for KAT fra 01.07.2003 til 30.04.2005. Sammenlikningsperioden løper fra 01.01.2001 og fram til 30.06.2003 altså 2,5 års varighet på sammenlikningsperioden.

Utvalget i sammenlikningsgruppen er bygd opp med utgangspunkt i typiske tiltaksforløp blant KAT-deltakerne. Avslutningen på disse er alltid KAT-tiltaket. Vi har bygd opp kjeder av tiltak dersom deltakerne mindre enn ett år forut for KAT deltok på et annet type tiltak i regi av Aetat. Videre la vi på ytterligere et tiltak i kjeden dersom tilsvarende kriterier var oppfylt mellom nest siste tiltak før KAT og et eventuelt annet tiltak forut for dette. Vi har imidlertid ikke latt en kjede bestå av flere enn tre tiltak, der altså det siste skal være KAT. Til sammen er om lag 70 % av ca 1500 KAT-deltakere fordelt på hhv. bare ett KAT tiltak, AMO-KAT-kjede og Skole-KAT-kjede, gitt de prinsipper som er lagt til grunn ved konstruksjon av kjedene.

Med dette som utgangspunkt har vi generert kjeder fra materialet for sammenlikningsgruppen, og det er spesielt kjeder som ender med jobbklubb som har vært gjenstand for vår interesse. Det finnes ikke tilsvarende tiltak som det tilbud som gis gjennom deltakelse på KAT. Jobbklubb er det som kommer nærmest og er av den grunn valgt å være det mest relevante sammenlikningstiltaket i den gruppen av langtidsledige og yrkeshemmede som ikke har deltatt på KAT.⁸ I tillegg har vi tatt med ett enkelt AMO-tiltak for å utvide sammenlikningsgruppen. Det viser seg nemlig å være svært få langtidsledige som kommer med i sammenlikningsgruppen med den metoden vi har valgt. Ved å ta med ett AMO kurs får vi rettet noe på det, men det er fortsatt en betydelig underrepre-

⁸ Her kunne man tenke seg flere alternative kjeder som sammenlikningsgrunnlag, bl.a. arbeid med bistand som kan tenkes å være plassert på motsatt side av KAT i forhold til jobbklubb dersom en graderer deltakerne på de ulike tiltakene etter hvor vanskelig de er å tilbakeføre til arbeid. Vi har hatt begrensede ressurser til å foreta en omfattende sammenlikning av et "nabotiltak", og har derfor kommet til at jobbklubb er det som er mest aktuelt.

sentasjon av langtidsledige sammenliknet med den andelen av langtidsledige vi finner blant KAT-deltakerne. Dette skal vi komme noe tilbake til nedenfor. I tillegg til ett enkelt AMO-tiltak, har vi da i tillegg en enkelt jobbklubb, AMO-Jobbklubb og Skole-Jobbklubb. Vi har søkt etter personer med disse tiltakene og tiltakskjedene både i en sammenlikningsperiode 01.01.2001-30.06.2003 og i forsøksperioden 01.07.2003-30.04.2005, slik at sammenlikningsgruppen er fordelt på to ulike perioder, mens KAT-deltakerne naturlig nok bare finnes i forsøksperioden. For å minimere mulige uheldige effekter av sensureringsproblemet har vi kuttet forsøksperioden den 01.02.2005 i stedet for å føre den helt fram til den 30.04. Personer som avslutter siste tiltak etter 01.02.2005 kommer med andre ord ikke med i utvalget. Det gis således en tre måneders mulighet for de som har avsluttet innen februar 2005 til å motta et sluttmeldekort som delvis danner grunnlag for registrering av utfall. Tilsvarende gir vi heller ikke KAT-deltakere og deltakere i sammenlikningsgruppen, som avslutter siste tiltak lenge før denne dato, anledning til å motta et eventuelt sluttmeldekort på tidspunkt som strekker seg ut over tre måneder etter avsluttet tiltak. Alle som ikke har mottatt sluttmeldekort blir registrert med negativt utfall – altså ikke jobb. De som har mottatt sluttmeldekort – besvart – og fått hel- eller halvtidsjobb blir registrert med positivt jobbutfall. De som ikke har besvart sluttmeldekortet er fjernet fra utvalget.

Det er viktig å understreke at analysedesignet i forbindelse med KAT avviker fra analysene av jobbklubb med bonusordning og VALS på vesentlige punkter. Hovedforskjellen ligger i det forhold at de som ikke har mottatt sluttmeldekort heller ikke er tatt med i utvalget, slik det er gjort i forbindelse med KAT-utvalget. Dette gir en høyere jobbfrekvens i utvalgene til JmB og VALS enn i KAT-utvalget. Det ser vi spesielt for JmB-utvalget som har sysselsettingsfrekvenser som ligger betydelig høyere enn KAT. Sannsynligvis vil jobbfrekvensen i KAT-utvalget være for lav i forhold til det som er reelt, mens den sannsynligvis er litt for høy i VALS- og JmB-utvalgene.

I Tabell 4.26 presenteres en enkel statistisk oversikt over forsøks- og sammenlikningsgruppe på de ulike tiltak og kjeder av tiltak. Vi ser at det i alt er 724 KAT-deltakere i utvalget, der langt de fleste bare har gått på ett tiltak – snaut 68,6 %. Om lag en fjerdedel har gjennomført en tiltakskjede bestående av AMO og KAT, mens kjeden Skole-KAT utgjør litt over 7 % av forsøksgruppen. De tilsvarende tallene for sammenlikningsgruppen (både i sammenlikningsperioden og forsøksperiode) er 9176 personer. Av disse finner vi 3,6 % i bare et jobbklubbtiltak, 0,8 % i kjeden AMO-Jobbklubb, mens 2,8 % er å finne i kjeden Skole-Jobbklubb. De fleste i sammenlikningsgruppa finner vi imidlertid blant AMO-kurs deltakerne. Disse utgjør hele 92,9 % av sammenlikningsgruppa. Totalt består utvalget av 9900 personer.

Tabell 4.26. Utvalget av tiltak og kjeder og fordelingen av utvalget på disse.

Kjeder	Sammenliknings- gruppe (%)	Forsøksgruppe (KAT) (%)	Samlet (%)
KAT	-	68,6	5,0
AMO-KAT	-	24,2	1,8
Skole-KAT	-	7,2	0,5
Jobbklubb	3,6	-	3,3
AMO- Jobbklubb	0,8	-	0,7
Skole- Jobbklubb	2,8	-	2,6
AMO	92,9	-	86,1
N	9176	724	9900

Tabell 4.27. viser fordelingen av jobbfrekvenser, utdannings- og yrkesbakgrunn og statsborgerskap m.m. i forsøks- og sammenlikningsgruppen. Vi merker oss at jobbfrekvensene er betydelig høyere for KAT-deltakerne enn det vi finner i sammenlikningsgruppen. Samtidig ser vi at KAT-deltakerne i gjennomsnitt har klart høyere utdanning enn sammenlikningsgruppen, det er færre kvinner og de kommer i større grad fra kommuner med lavere arbeidsledighet. Alt dette peker i retning av at KAT-deltakerne i gjennomsnitt også har bedre muligheter til å få arbeid i kraft av sin bakgrunn.

Tabellen kan videre tyde på at det har foregått seleksjon på en eller flere måter inn til KAT-deltakelse. Ved å studere enkle jobbfrekvenser er det derfor all grunn til å tro at man vil konkludere på feil grunnlag hva gjelder effekten av KAT. Spørsmålet er om vi med dette datamaterialet er i stand til å kontrollere for denne seleksjonen ved bruk av mer sofistikerte metoder. Det skal vi komme nærmere tilbake til.

Tabell 4.27. Oversikt over bakgrunnsvariable, KAT.

	Sammenliknings- gruppe	Forsøksgruppe (KAT)	Samlet
<i>Arbeid (%)</i> :			
Heltid	6,9	18,5	7,8
Deltid	8,9	20,6	9,3
<i>Utdanning (%)</i> :			
Grunnskole	17,9	10,2	17,4
VK1	36,3	21,7	35,2
Avsluttet videregående	25,2	30,1	25,6
Høyere utdanning – inntil 4 år	12,6	28,7	13,8
Høyere utdanning – mer enn 4 år	2,0	8,3	2,8
<i>Praksis (%)</i> :			
Primærnæring	2,3	0,7	2,2
Sekundærnæring	24,7	19,1	24,3
Tertiærnæring	65,6	77,3	66,4
Ingen/uoppgitt	7,4	2,9	7,1
<i>Nasjonalitet (%)</i> :			
OECD	2,3	3,7	2,4
Ikke OECD	5,0	5,0	5,0
Norsk	92,7	91,3	92,6
Arbeidsledighet (%)	4,0	3,7	4,0
Kvinner (%)	46,3	41,6	46
Alder (år)	40	43	40
N	9176	724	9900

I Tabell 4.28 viser vi gjennomsnittlig arbeidssøkerhistorie for KAT-deltakere og for sammenlikningsgruppa. Den store forskjellen mellom de to gruppene finner vi i varighet på YH-tiltak, på ordinære arbeidsmarkedstiltak og som helt arbeidsledige. KAT-deltakerne har i gjennomsnitt betydelig lengre varighet i disse

arbeidssøkerstilstandene enn sammenlikningsgruppa.⁹ Vi ser dessuten at varigheten på skoletiltak er betydelig lengre for KAT-deltakerne enn den for sammenlikningsgruppa. For de øvrige arbeidssøkerstilstandene ser vi at det er små forskjeller i varighet mellom de to gruppene. Vi ser til slutt at et KAT tiltak i gjennomsnitt har en varighet på 37 uker.

Tabell 4.28. Fordelingen av varighet i ulike arbeidssøkerstilstander for KAT-deltakere og sammenlikningsgruppe (prosent).

	Sammenliknings- gruppe	KAT-deltakere	Samlet
<i>Arbeidssøkererfaring:</i>			
Antall uker på YH-tiltak	48 (n = 6976)	91 (n = 132)	48 (n = 7105)
Antall uker på ordinære tiltak	20 (n = 5799)	45 (n = 699)	23 (n = 6498)
Antall uker helt ledig	68 (n = 7720)	93 (n = 706)	70 (n = 8426)
Antall uker delvis selsatt	25 (n = 4842)	26 (n = 496)	25 (n = 5338)
Antall uker i annen arbeidssøking	7 (n = 3187)	9 (n = 196)	7 (n = 3383)
Antall uker i venting og utredning	36 (n = 7775)	38 (n = 143)	36 (7918)
Antall uker på KAT-tiltak	-	37 (n = 724)	37 (n = 724)
Antall uker på jobbklubb	5 (n = 865)	4 (n = 17)	5 (n = 882)
Antall uker på skole	79 (n = 1743)	101 (n = 91)	80 (n = 1834)
Antall uker på AMO-kurs	18 (n = 8562)	15 (n = 304)	18 (n = 8866)

Vi ser altså at KAT-deltakerne i gjennomsnitt har lengre varighet i sentrale arbeidssøkerstilstander. Dette er også noe vi ville forventet ut fra intensjonen med KAT, som jo er rettet mot arbeidssøkere som er regnet for å være vanskelige å tilbakeføre til arbeid. Det er altså seleksjonsmekanismer som peker i hver sin retning med tanke på muligheten for å få arbeid etter tiltak.

En mer systematisk analyse av rekrutteringen til KAT er presentert i tabell 4.29. Her har vi gjennomført en logit analyse som modellerer sannsynligheten for å rekrutteres til KAT eller ikke. Den avhengige variabelen er altså 1 ved rekruttering til KAT og 0 ellers. Denne måten å gjennomføre rekrutteringsanalysen sikrer at vi har kontroll med andre faktorer som kan tenkes å påvirke rekrutteringen.

⁹ I gjennomsnittberegningene er bare de som har hatt et opphold i disse tilstandene lagt til grunn. Antall observasjoner finner vi parentes.

Det første vi merker oss fra tabell 4.29 er at yrkeshemmede er negativt selektert til KAT. Dette utgjør også en vesentlig forskjell mellom sammenliknings- og forsøksgruppa. Yrkeshemmede utgjør nesten hele sammenlikningsgruppa (99 %), mens de bare utgjør 14 % av KAT-deltakerne. Dette representerer et potensielt problem i analysene av jobbsannsynlighet, men vi kontrollerer for de to arbeidssøkergruppene i analysene, og tar på den måten hensyn til eventuelle systematiske forskjeller i jobbsannsynlighet mellom dem.

Tabell 4.29. Sannsynlighet for å rekrutteres til KAT-tiltak (n=9900).^a

Variabelbeskrivelse	Estimat	Kji-kvadrat test
Konstantledd	7,3238***	57,82
Yrkeshemmed = 1, 0 ellers	-11,6668***	309,64
Videregående kurs, 1 år = 1, 0 ellers	0,8983**	4,77
Avsluttet videregående = 1, 0 ellers	1,5692***	15,09
Høyere utdanning – inntil 4 år = 1, 0 ellers	1,9416***	21,80
Høyere utdanning – mer enn 4 år = 1, 0 ellers	1,7281***	7,85
Primærnæring = 1, 0 ellers	-1,7740	2,04
Tertiærnæring = 1, 0 ellers	-0,0492	0,04
Ingen/uoppgitt = 1, 0 ellers	0,7587*	3,31
Stasborgerskap, OECD = 1, 0 ellers	-0,0847	0,02
Statsborgerskap, ikke OECD = 1, 0 ellers	-0,9457	2,10
Alder (år)	0,0159	2,17
Arbeidsledighet (%)	-0,6033***	29,43
Kvinner= 1, menn = 0	-0,7281***	10,27
Antall uker på YH-tiltak	0,0101***	60,15
Antall uker på ordinære tiltak	0,0429***	126,51
Antall uker helt ledig	-0,0231***	51,77
Antall uker delvis sysselsatt	-0,0092*	2,76
Antall uker i annen arbeidssøking	-0,0563***	9,40
Antall uker i venting og utredning	0,0043*	2,77
Log-likelihood	-443,717	

^a Alle variable målt i uker er registrert i perioden fra og med 1996 til og med januar 2005.

*Signifikant på 10 % nivå. **Signifikant på 5 % nivå. ***Signifikant på 1 % nivå.

Det synes nokså tydelig at personer med høyere utdanning er positivt selektert til KAT. Videre finner vi at kvinner og personer fra kommuner med høy arbeidsledighet er negativt selektert til KAT- deltakelse. Personer med lang varighet på tiltak for yrkeshemmede og på ordinære tiltak ellers er positivt selektert til KAT, mens personer med lang varighet som helt ledige er negativt selektert (kontrollert for alle andre varigheter). Vi kan dermed slutte at det typisk er til-

taksdeltakerne som deltar på KAT, eller de mer aktive arbeidssøkerne blant de med lang varighet i ulike arbeidssøkertilstander.

Analyse av jobbsannsynlighet

Analysen av jobbsannsynlighet for KAT-deltakerne tar utgangspunkt i modellformuleringen i relasjon (2.6). Testvariablene er D1 og D2 der sistnevnte er en vektor som utgjøres av de ulike enkelttiltak og kjeder som er nevnt ovenfor (KAT, AMO-KAT, Skole-KAT, Jobbklubb, AMO-Jobbklubb og Skole-Jobbklubb). AMO kurs er referansekategori. Dersom KAT har bedre jobbeffekt enn for de andre tiltakene, vil vi forvente å finne at koeffisienten til tiltak og kjeder som ender med KAT er signifikant positiv. Det betyr imidlertid bare at disse tiltakene gir bedre jobbeffekt enn AMO kurs – ikke nødvendigvis bedre jobbeffekt enn jobbklubbene. Vi skal komme tilbake til dette i resultatdiskusjonen. D1 tar vi med for å kontrollere for eventuelle systematiske forskjeller i jobbsannsynlighet i forsøksperioden i forhold til sammenlikningsperioden.

Vi har ellers med bakgrunnskjenne tegn som alder, kjønn, utdanning, yrkespraksis m.v. og arbeidssøkerhistorien til personene i utvalget, for å kontrollere effekten av KAT for andre faktorer som kan virke sammen med testvariablene (observert heterogenitet), og således gi grunnlag for skjevheter i den estimerte testkoeffisienten. Vi presenterer resultater for to modeller der den første har med bare D1 og D2, den andre tar i tillegg til D1 og D2 også med bakgrunnskjenne tegn og varighet i arbeidssøkertilstandene helt ledig, delvis sysselsatt og andre arbeidssøkere. Resultatene er presentert i Tabell 4.30.

Modell 1 og modell 2 tyder på at jobbsannsynligheten er lavere i forsøksperioden enn i sammenlikningsperioden, men effekten er betydelig svakere når vi kontrollerer for bakgrunnskjenne tegn. De tre binærvariablene som omfatter KAT-deltakelse eller ikke, viser at jobbsannsynligheten for KAT er høyere for KAT-deltakere enn for deltakere på AMO kurs. Dette resultatet påvirkes i liten grad av om vi kontrollerer for bakgrunnsvariable eller ikke – noe som tyder på at dette er et robust resultat. Vi bør imidlertid merke oss at effekten av kjeden AMO-KAT svekkes en del når det kontrolleres for bakgrunnskjenne tegn, men altså ikke tilstrekkelig til at den positive effekten ikke er signifikant på 10 % nivå.

De resterende sammenlikningstiltakene, som består av jobbklubbtiltak, ser vi ikke er signifikant forskjellige fra effekten av AMO. Vi kan således slutte at effekten av KAT, og kjedene som ender med KAT, alle gir signifikant bedre jobbsannsynlighet enn jobbklubb og kjedene som ender med jobbklubb.

Tabell 4.30. Sannsynlighet for å få jobb for utvalget av langtidsledige og yrkeshemmede (n=9900).

	Modell 1	Modell 2
Konstantledd	-2,0926***	+
D ₁ (= 1 for forsøksperiode, 0 ellers)	-0,3924***	-0,3484*
KAT = 1, 0 ellers	1,1797***	1,4730***
AMO-KAT = 1, 0 ellers	0,7836***	0,9726*
Skole-KAT = 1, 0 ellers	1,6741***	1,5224***
Jobbklubb = 1, 0 ellers	-	-
AMO-Jobbklubb = 1, 0 ellers	+	+
Skole-Jobbklubb = 1, 0 ellers	+	-
Yrkeshemmet = 1, 0 ellers		-0,8179*
Videregående kurs, 1 år = 1, 0 ellers		-
Avsluttet videregående = 1, 0 ellers		+
Høyere utdanning – inntil 4 år = 1, 0 ellers		+
Høyere utdanning – mer enn 4 år = 1, 0 ellers		-0,4199*
Primærnæring = 1, 0 ellers		+
Tertiærnæring = 1, 0 ellers		-
Ingen/uoppgitt = 1, 0 ellers		-
Stasborgerskap, OECD = 1, 0 ellers		+
Statsborgerskap, ikke OECD = 1, 0 ellers		-
Alder (år)		-0,0165***
Arbeidsledighet (%)		-0,0856**
Kvinner= 1, menn = 0		-0,2662***
Antall uker på YH-tiltak		+
Antall uker på ordinære tiltak		0,0138***
Antall uker helt ledig		-0,0079***
Antall uker delvis sysselsatt		+
Antall uker i annen arbeidssøking		-
Antall uker i venting og utredning		-0,0122***
Antall uker på KAT		-0,0377***
Antall uker på jobbklubb		-0,0637*
Antall uker på skoletiltak		0,0055***
Antall uker på AMO		-
Log-likelihood	-3095,48	-2923,16

^a For koeffisienter ikke signifikant forskjellig fra 0 på 10 % nivå, er det bare oppgitt koeffisientens fortegn.

^b Aller variable målt i uker er registrert i perioden fra og med 1996 til og med september 2004.
*Signifikant på 10 % nivå. **Signifikant på 5 % nivå. ***Signifikant på 1 % nivå.

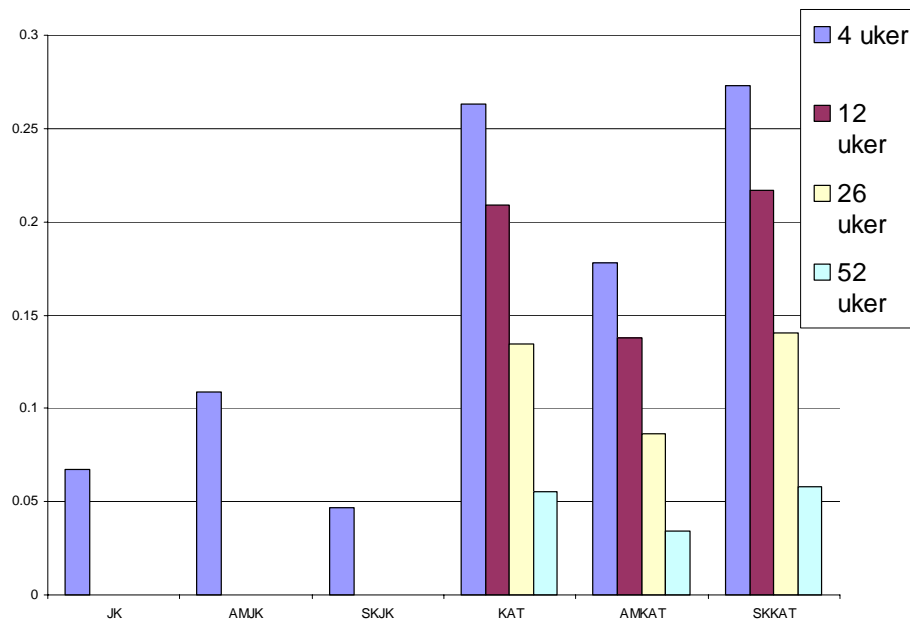
Studerer vi effekten av varighet på KAT på jobbsannsynlighet, finner vi at jobbsannsynligheten avtar med varighet på KAT. Altså, KAT har en positiv effekt på jobbsannsynlighet, men den er klart avtakende jo lenger man er på KAT. Dette kan tyde på parkeringseffekter – dvs. at leverandørene sorterer, bevisst eller ubevisst, de av deltakerne som har størst nærhet til arbeidsmarkedet. Det jobbes således mest med disse, noe som gir rask og god jobbeffekt og avgang fra KAT. De som parkeres sitter igjen på KAT og har betydelig dårligere jobbsannsynlighet. Ser vi på varighetseffektene av AMO og jobbklubb, finner vi ikke på langt nær tilsvarende negative varighetseffekter av disse.

Av andre resultater er det verdt å nevne at eldre, kvinner og personer fra kommuner med høy arbeidsledighet har klart lavere jobbsannsynlighet enn andre. Dette er forventede resultater sett i lys av beslektede analyser som har vært gjennomført tidligere av langtidsledige og yrkeshemmede, jf. for eksempel Møller m.fl. (2003).

Ellers ser vi at antall uker på ordinære tiltak øker jobbsjansene, mens varighet som helt ledig, har en tydelig negativ jobbeffekt. Det siste gjør seg også gjeldende for varighet i vente og utredningstilstander. Dette er også i samsvar med resultatene i Møller m.fl. (2003).

I Figur 4.3 viser vi punktestimater for jobbsannsynligheten for de forskjellige gruppene av tiltak og tiltakskjeder i utvalget. Estimaterne er beregnet med utgangspunkt i gjennomsnittverdier for alle kjennetegn som inngår i analysen over.

Sannsynlighetene som presenteres i tabellen er en del lavere enn det man kjenner fra andre analyser av jobbfrekvenser etter endt tiltaksdeltakelse, jf. for eksempel analyser av sluttmeldekort. Det skyldes for det første at perioden etter avsluttet tiltak som gir gyldige sluttmeldekort bare er 3 måneder. For det andre får alle som ikke har mottatt sluttmeldekort registrert negativt utfall – altså ikke jobb. For det tredje tas ikke ubesvarte sluttmeldekort med i analysen. Blant disse er det en del som har fått jobb, men som ikke blir regnet med. Så lenge de som ikke har mottatt sluttmeldekort registreres med negativt utfall, betyr det at de negative utfallene får relativt større betydning i analysen, noe som bidrar til å undervurdere nivået på sannsynligheten for å få arbeid. Dette spiller imidlertid mindre rolle for de sammenlikningene vi gjør mellom ulike tiltak og tiltakskjeder i det følgende, gitt at forholdet mellom de som har fått jobb og ikke har fått jobb er likt for alle ubesvarte sluttmeldekort uavhengig av tiltak eller tiltakskjede. Det ville derimot hatt betydning dersom vi skulle evaluere effekten av et tiltak i forhold til en situasjon uten tiltak.



Figur 4.3. Sannsynlighet for jobb etter jobbklubb, kjeder som ender med jobbklubb (4 uker på jobbklubb), KAT og kjeder som ender med KAT (etter uker på KAT).

For jobbklubbtiltakene har vi bare beregnet sannsynligheten med utgangspunkt i 4 ukers varighet på jobbklubb. Dette tilsvarer normal varighet på jobbklubb, og vi ser dessuten bare svake negative varighetseffekter av deltakelse på jobbklubb, noe som gjør det lite aktuelt å la sannsynligheten variere med varighet. Det samme gjelder ikke for KAT, siden analysen viste en tydelig negativ tendens med varighet. Det går også klart fram av figuren der vi har laget punktestimater på sannsynligheten for jobb etter KAT for hhv 4, 12, 26 og 52 ukers deltakelse på KAT. Vi ser en tydelig negativ trend i jobbsannsynlighet med varighet på KAT. Dette er i tråd med hva en skulle forvente, fordi grunnen til at man avslutter KAT før 52 ukers perioden er avsluttet i stor grad må ses i sammenheng med det faktum at deltakerne dette gjelder nettopp har fått jobb.

Det er her nødvendig å ta visse forbehold med hensyn til den sterke KAT-effekten. Dette har sammenheng med at det kan være uobservert heterogenitet mellom deltakerne i KAT og deltakerne i andre tiltak, som vi ikke kontrollerer for i analysemodellene. Resultatene fra brukerundersøkelsen kan tyde på at

dette er tilfelle. Vi finner bl.a. at KAT-deltakerne i større grad enn deltakerne i jobbklubb er motivert ut fra ønske om å finne arbeid og ut fra ønske om å gjøre noe meningsfullt. Dersom vi ikke fanger opp slike forhold ved hjelp av analysemodellene og disse forholdene har betydning for jobbsuksessen, risikerer vi å overvurdere effekten av KAT.

Nytte – kostnadsvurderinger av KAT

Effektanalysen over viser tydelig at KAT har en positiv effekt på jobbmuligheten for de som deltar. Effekten er imidlertid nokså sterkt avtakende med varighet, noe som isolert sett tilsier at varigheten på KAT bør kortes ned. Disse resultatene tar imidlertid ikke hensyn til at KAT har betydelig høyere kostnader enn det jobbklubber gjør. I gjennomsnitt koster en jobbklubb 7500 kroner for fire uker (i 2004). Gjennomsnittsprisen for KAT er etter reforhandlingene vinteren 2005 på 75000 kroner. Dette er relativt store kostnadsforskjeller og vil åpenbart påvirke nytte-kostnadsforholdet mellom de to hovedtypene av tiltak vi analyserer – nemlig jobbklubb og KAT.

Det er alltid et problem å vurdere hvilke kostnads- og nyttekomponenter som skal inngå i en nytte-kostnadsanalyse. Dessuten er det et spørsmål om hvilke periode som skal legges til grunn når en gjøre anslag på de to komponentene. Til slutt er det et spørsmål om hva slags kriterium som skal legges til grunn – nettonyttebetraktninger eller nytte-kostnadsbrøken (NK-brøken) – dvs. forholdet mellom summen av de ulike nytte og kostnadskomponentene. Dette er også et spørsmål med stor relevans for denne analysen.

På nyttesiden i analysen inngår lønn, inkludert arbeidsgiveravgift. Vi har satt denne til 300000 kroner, noe som ligger litt under gjennomsnittlig årslønn i Norge i 2004.

På kostnadssiden inngår kostnadene ved de ulike tiltakene. For jobbklubb er kostnaden satt til 7500 kroner uavhengig av varighet på et eventuelt arbeidsforhold, siden vi evaluerer jobbklubb med utgangspunkt i 4 ukers deltakelse. For KAT er det litt mer komplisert siden kostnadene avhenger av hvor lenge man jobber etter endt tiltak. For arbeidsforhold med varighet 1 år eller mer er gjennomsnittskostnadene 75000 kroner, der 20 % utbetales ved opptak, 40 % utbetales etter et halvt år i arbeid og de resterende 40 % utbetales etter 1 år i arbeid.¹⁰ Mer presist får vi følgende kostnader ved KAT for arbeidsforhold med varighet i hhv. ½ år, 1 år og 2 år:

$$\text{Kostnader KAT} = 0,2 * 75000 + Pr_t * 0,4 * 75000 \quad (4.1)$$

¹⁰ Her benyttes bonussystemet som gjaldt før reforhandlingene vinteren 2005, dvs. 20-40-40. Dagens system er utformet etter 30-30-40.

$$\text{Kostnader KAT} = 0,2 * 75000 + Pr_t * 0,8 * 75000 \quad (4.2)$$

$$\text{Kostnader KAT} = 0,2 * 75000 + Pr_t * 0,8 * 75000 \quad (4.3)$$

Pr_t er sannsynligheten for å få arbeid etter t uker på KAT. I de eksemplene vi viser nedenfor er $t = 4, 12, 26, 52$. Vi ser at kostnadene ved KAT er forskjellig for $\frac{1}{2}$ år og 1 år i arbeid, mens kostnadene er de samme (for gitt Pr) for 1 år og 2 år i arbeid etter endt tiltak. Det følger for øvrig av måten bonusen er utformet.

Vi trekker ikke inn kostnader ved tiltakene forut for hhv. Jobbklubb og KAT da disse er like for begge grupper. Vi behandler dem således som ugjenkallelige (sunk costs). Det synes også rimelig ut fra det faktum at de fleste i utvalget har vært gjennom tiltak forut for de kjedene som har blitt etablert i forbindelse med denne analysen. Kostnader knyttet til tapt fritid hører i prinsippet hjemme i denne type nytte-kostnadsanalyse (NK-analyse). Vi har ikke trukket dette inn, fordi det her handler om arbeidssøkere med meget lang varighet i arbeidsledighet. Det er derfor tvilsomt om de oppfatter tapt fritid som et særlig stort offer tatt dette i betraktning. Kostnadene ved å finansiere prosjektene skal med i denne type analyser – i praksis kostnadene ved å skattefinansiere prosjektene. Hadde kostnadene ved de to tiltakene vært like, ville ikke det hatt noen betydning for sammenlikningene dem imellom. Men her har vi altså et tiltak som er vesenlig dyrere enn det andre. Det er imidlertid forbundet store problemer med å beregne kostnadene ved skattefinansiering, og vi ser derfor bort fra slike kostnader i denne sammenheng.

Hvilken periode vi skal legge til grunn for NK-beregningene er av stor betydning. Det synes urimelig å tillegge all framtidig nytte av et eventuelt arbeidsforhold til deltakelse på de ulike tiltakene. Det synes derfor mer rimelig å betrakte tiltakene som bidrag til å redusere varigheten av arbeidsledighet for de av deltakerne som uansett tiltak eller ikke får arbeid før eller seinere – dvs. øke matchingfrekvensen mellom etterspørsel og tilbud i arbeidsmarkedet. På den måten bidrar tiltakene til en raskere gjennomstrømning av arbeidssøkere. Med et slikt utgangspunkt betrakter vi en periode på 2 år, og vi gjør separate NK-analyser avhengig av om varigheten av et jobbutfall er $\frac{1}{2}$ år, 1 år eller 2 år. Vi må altså betrakte disse alternativene som tre ulike alternativer for nedkorting av arbeidsledighetsperioder. Nediskontering av framtidige kostnader og nytte blir i dette tilfellet derfor lite relevant, siden perioden det er snakk om er så vidt kortvarig.

En siste problemstilling som er verdt å trekke fram før vi presenterer resultater for nytte-kostnadsanalysene, er hvilke slutninger vi skal trekke i situasjoner der tiltak 1 har høyere NK-brøk enn tiltak 2, men der tiltak 2 gir høyest netto nytte i kroner. Her kommer vi inn på et sentralt punkt i forbindelse med nytte-kostnadsanalyser: Når skal NK-brøken benyttes som kriterium og når skal

nettonytte legges til grunn ved valg av prosjekt eller tiltak? Generelt kan vi si at NK-brøken benyttes i situasjoner der en har et gitt budsjett og mange prosjekter. Da vil nemlig alltid de prosjektene med høyest NK-brøk gi det samfunnsøkonomisk beste resultatet. I situasjoner der det er snakk om kun ett eller et gitt antall prosjekter, og der det ikke er budsjettbegrensninger, vil nettonyttetkriteriet kunne ha fortrinn framfor NK-brøken, til tross for at NK-brøken er høyere. Det betyr at dersom det kun er én person, eller et gitt begrenset antall personer, som skal på ett av to (gjensidig utelukkende) formidlingstiltak etter endt periode på skoletiltak, samtidig som tiltaksbudsjettet er fritt for disse, så skal det tiltaket som gir høyest nettonytte velges. Er det imidlertid svært mange arbeidssøkere som for eksempel etter endt periode på skoletiltak har behov for formidlingstiltak, samtidig som tiltaksbudsjettet er gitt, bør NK-brøken legges til grunn. Gitt den virkeligheten Aetat står overfor, med mange arbeidssøkere som trenger tiltak av ulike slag, og gitte budsjetttrammer, er det derfor mye som taler for at NK-brøken legges til grunn ved rangering av tiltak. I diskusjonen som følger vil vi legge NK-brøken til grunn som kriterium, men vi presenterer også resultater for nettonytte.

Tabell 4.31 illustrerer hvordan vi regner ut NK-brøken og nettonytte i kroner for deltakelse på ett KAT tiltak i hhv. 4, 12 og 26 uker i tilfelle positive jobbutfall varer i et ½ år. Nyttan blir da 150000 kroner hvis sannsynligheten for å få arbeid er 1. Vi sier da at forventet nytte er 150000 kroner. Vi har imidlertid funnet at sannsynligheten for å få arbeid er 0,263 ved 4 ukers deltakelse på KAT. Det betyr at forventet nytte for et halvt års arbeid er $150000 * 0,263 = 39474$ kroner. Kostnadene er grunnpris (20 % av avtalt beløp) + 40 % bonus for et ½ år i arbeid multiplisert med sannsynligheten for å få arbeid, dvs. $15000 + 30000 * 0,263 = 45000$ kroner. NK-brøken er gitt ved: Forventet nytte/kostnader = 1,72. Den er altså større enn 1 og prosjektet er således lønnsomt. Netto nytte er derfor også positiv, og illustrerer mer direkte lønnsomhet ved bruk av KAT, gitt at tiltaket ikke gir varighet på arbeidsforhold som varer lenger enn ½ år. Vi ser at effekten av KAT svekkes ved lenger deltakelse på tiltaket. Det skyldes to ting: For det første at jobbsannsynligheten avtar og for det andre at det går 8 ekstra uker uten positiv nytte. Forventet nytte for sammenliknings tiltaket, som bare varer 4 uker, trekkes da fra forventet nytte ved deltakelse på KAT i 12 uker, osv.

4.31. Nyttekostnadsanalyse for KAT-tiltak ved et 1/2 år i arbeid.

	Uker i KAT-tiltak		
	4 uker	12 uker	26 uker
Jobbsannsynlighet	0,263	0,209	0,135
Nytte	150000	150000	150000
Kostnader (kr)	22895	21269	19045
Forventet nytte (kr)	39474	28310	17189
Nytte-kostnadsbrøk	1,72	1,33	0,90
Netto nytte	16579	7041	-1856

I fortsettelsen skal vi presentere tabeller for NK-brøker og netto nytte for de ulike tiltak og tiltakskjeder. Tabell 4.32 gir full oversikt over disse for alle de aktuelle tiltak og kjeder for et ½ år i arbeid.

Tabell 4.32. Nytte-kostnadsbrøker og netto nytte for 1/2 år i arbeid etter tiltakskjede og varighet på KAT.

Kjede	Uker i KAT-tiltak					
	4 uker		12 uker		26 uker	
	NK-brøk	Netto-nytte	NK-brøk	Netto-nytte	NK-brøk	Netto-nytte
JK	1,35	2613				
AMO-JK	2,18	8828				
SK-JK	0,94	-482				
KAT	1,72	16579	1,33	7041	0,90	-1856
AMO-KAT	1,31	6359	0,92	-1468	0,56	-7675
SK-KAT	1,77	17742	1,37	8035	0,94	-1152
AMO			0,42	-13028		

Ved 4 ukers kursvarighet ser vi at både jobbklubb alene og AMO-Jobbklubb, samt alle tiltakskjeder der KAT inngår gir en NK-brøk større enn 1. Bare AMO-Jobbklubb gir bedre NK-brøk enn tilsvarende KAT kjede. Dette betyr at de resterende KAT tiltakene gir mer nytte per krone enn tilsvarende jobbklubb kjeder. Selv om jobbsannsynligheten isolert sett er bedre for AMO-KAT, veier altså ikke det opp for merkostnadene, gitt at varighet på positive jobbutfall ikke er mer enn et ½ år. AMO-KAT gir bedre effekt – men AMO-Jobbklubb er mer kostnadseffektivt.

For varighet på KAT i 12 uker gir fortsatt KAT som enkelttiltak og Skole-KAT NK-brøker større enn 1, men det er kun sistnevnte som kommer bedre ut enn tilsvarende jobbklubb kjede. Ved 26 ukers varighet på KAT gir alle KAT kjedene NK-brøk mindre enn 1.

Hva skjer så ved økning av jobbvarighet fra et ½ til 1 år? Da øker nytten for Jobbklubb, mens både kostnadene og nytten øker for KAT tiltakene. Av Tabell 4.33 går det fram at for opp til 26 ukers deltakelse på KAT, får alle 3 KAT kjeder en NK-brøk større enn 1. Det samme gjelder NK-brøkene for jobbklubbkjedene. Det vi imidlertid merker oss er at KAT som enkelttiltak har en lavere NK-brøk enn jobbklubb som enkelttiltak. Det betyr at det ved 1 års varighet på arbeid kun er Skole-KAT kjeden som kan rangeres foran tilsvarende jobbklubbkjede. Det gjelder for øvrig også når varigheten på KAT økes til 12 uker.

Vi merker oss ellers at nettonytten for alle KAT tiltak er høyere enn for tilsvarende jobbklubb tiltak ved 4 ukers varighet på KAT. Det samme gjelder for KAT aleine og for Skole-KAT kjedene for inntil 26 ukers varighet på KAT

Tabell 4.33. Nytte-kostnadsbrøker og nettonytte for 1 år i arbeid etter tiltakskjede og varighet på KAT.

Kjede	Uker i KAT-tiltak							
	4 uker		12 uker		26 uker		52 uker	
	NK-brøk	Nettonytte	NK-brøk	Nettonytte	NK-brøk	Nettonytte	NK-brøk	Nettonytte
JK	2,70	12726						
AMO-JK	4,35	25156						
SK-JK	1,87	6536						
KAT	2,56	48158	2,17	32116	1,62	14322	0,74	-4776
AMO-KAT	2,08	27718	1,65	15097	1,13	2683	0,42	-9817
SK-KAT	2,61	50484	2,22	34104	1,67	15730	0,78	-4143
AMO			0,98	-523				

I Tabell 4.34 har vi beregnet NK-brøker og nettonytte for 2 år i arbeid. Forholdet mellom NK-brøkene til jobbklubbtiltak og KAT-tiltak endres selvsagt ikke av dette, siden det er den samme beregning av kostnader ved KAT som ligger til grunn for 2 år i arbeid som ved 1 år i arbeid. Nivået på NK-brøkene blir imidlertid høyere, og vi ser at NK-brøkene for alle KAT kjeder er større enn 1 for alle varighetsalternativer på KAT. Det betyr at nedkorting av arbeidssøkerperioder som følge av KAT-deltakelse, utover 2 år, også vil ha en positiv NK-brøk for alle varighetsalternativer på KAT.

Tabell 4.34. Nytte-kostnadsbrøker og netto nytte for 2 år i arbeid etter tiltakskjede og varighet på KAT.

Kjede	Uker i KAT-tiltak							
	4 uker		12 uker		26 uker		52 uker	
	NK-brøk	Netto-nytte	NK-brøk	Netto-nytte	NK-brøk	Netto-nytte	NK-brøk	Netto-nytte
JK	5,39	32952						
AMO-JK	8,71	57811						
SK-JK	3,74	20573						
KAT	5,13	127105	4,44	94722	3,37	54687	1,64	11716
AMO-KAT	4,16	81115	3,42	56430	2,41	28498	1,02	373
SK-KAT	5,22	132338	4,54	99195	3,47	57855	1,71	13139
AMO			2,08	24407				

Kort oppsummert finner vi at ved 4 ukers deltakelse på KAT, gir KAT en bedre NK-brøk for KAT som enkelttiltak og for kjeden Skole-KAT enn tilsvarende jobbklubbkjeder, når vi tar utgangspunkt i at eventuelle arbeidsforhold varer ½ år. For kjeden Skole-KAT gjelder det også for 12 ukers varighet på KAT. Ved økning til 1 års varighet på eventuelle jobbutfall, blir NK-brøken til KAT som enkelttiltak lavere enn NK-brøken til jobbklubb som enkelttiltak. Resultatene for Skole-KAT er imidlertid som ved ½ års varighet på eventuelle arbeidsforhold. Disse resultatene endres ikke ved økning i varighet på eventuelle arbeidsforhold til 2 år eller mer. Vi kan derfor konkludere at KAT gir gode jobbeffekter ved kortvarig deltakelse, men kostnadene er høye. De som blir igjen på KAT er vanskeligere å få i arbeid, noe som kan tyde på parkering av deltakere.

For å belyse betydningen av høye kostnader, har vi beregnet kritiske verdier for kostnadene som gir lik NK-brøk for jobbklubb- og KAT tiltak. Vi forutsetter her at reduserte kostnader ved KAT ikke reduserer de gode jobbeffektene som KAT gir.

Tabell 4.35. Kritiske verdier for (forventet) kostnad på KAT. Høyere kostnader gir NK-brøk lavere enn tilsvarende jobbklubbtiltak ved varighet i arbeid lik 1 år.

	<i>Uker på KAT</i>			
	4 uker	12 uker	26 uker	52 uker
KAT =				
Jobbklubb	29000 kr	23000 kr	15000 kr	-
AMO-KAT =				
AMO-Jobbklubb	12000 kr	9500 kr	-	-
Skole-KAT =				
Skole-Jobbklubb	44000 kr	35000 kr	22500 kr	9000 kr

Av Tabell 4.35 går det fram at AMO-KAT må ned på (forventede) kostnader som ligger på et lavere nivå enn grunnbeløpet ved en forhandlet pris på 75000 kroner. Det er derfor mye som taler for at KAT i sin nåværende form ikke bør fortsette, siden det med unntak for kjeden Skole-KAT gir dårligere NK-brøker enn tilsvarende jobbklubbkjeder når varigheten på KAT er lenger enn 4 uker. Siden tiltaket åpenbart har gitt gode jobbeffekter bør man imidlertid vurdere å videreføre denne form for tiltak i en eller annen revidert form. Stikkord som bør vurderes i forbindelse med en eventuell revisjon er (i) Kortere varighet, (ii) Reduserte kostnader og (iii) Bedre avklaring av deltakerne på forhånd.

4.4 Oppsummering

I dette kapitlet har vi tatt for oss de eksterne ordningene KAT, VALS og jobbklubb med bonus. Innledningsvis har vi presentert resultatene fra brukerundersøkelsen rettet mot deltakerne i de tre ordningene. Denne delen omhandler ulike tema som rekrutteringsprosessen inn i de tre tiltakene, det faglige innholdet i tiltakene, brukernes vurdering av tiltakene samt problemstillinger omkring parkering og fløteskumming. I denne delen har vi også sett på brukernes subjektive oppfatning av tiltakenes betydning for deres jobbsuksess. Videre i kapitlet har vi presentert tre separate effektanalyser av de tre tiltakene.

Resultatene fra brukerundersøkelsen viser at rekrutteringsfasen åpenbart har vært svært ulik for de tre tiltakene. På den ene siden finner vi KAT-tiltaket der deltakelse har vært frivillig og der deltakerne i stor grad har vært motivert for deltakelse ut fra ønske om å finne arbeid. På den andre siden har vi VALS-tiltaket som hvor deltakeren i større grad har opplevd å bli presset ut i tiltaket.

Mellom disse to ytterpunktene finner vi deltakerne i jobbklubbene som dels har deltatt frivillig og dels har opplevd å bli presset ut i tiltaket.

Når det gjelder det faglige innholdet, er det lite som skiller de tre tiltakene. Alle tre legger i følge brukerne, vekt på trening i å skrive jobbsøknad og CV, intervjueteknikk og hjelp til å finne ledige stillinger. Det legges noe mindre vekt på direkte formidling til aktuelle arbeidsgivere. Det er samtidig forholdsvis store forskjeller mellom de tre tiltakene. Generelt ser det ut til at jobbklubbene spiller på et bredere spekter av aktiviteter enn de to øvrige tiltakene. Dette fremkommer ved at deltakerne i jobbklubbene i større grad enn deltakerne i de øvrige tiltakene, svarer at arrangøren la stor eller noe vekt på de ulike aktivitetene. Ellers synes tilbudet i VALS og KAT å være forholdsvis likt, bortsett fra at KAT-deltakerne i mindre grad enn VALS deltakerne opplever at arrangørene legger vekt på personlighetstesting/profilkartlegging og motivasjonstrening.

Et gjennomgående inntrykk fra brukerundersøkelsen er at deltakerne i de tre tiltakene er godt fornøyd med tilbudet. Sammenlignet med brukertilfredsheten til tiltaksdeltakere for øvrig i Aetat, viser det seg at deltakerne i de tre tiltakene er klart mer fornøyd med det tilbudet de har fått. Ellers viser resultatene at det er deltakerne i jobbklubbene som er mest fornøyd med tiltaket og deltakerne i KAT er minst fornøyd. Deltakerne i VALS-prosjektet befinner seg mellom disse ytterpunktene. En forklaring på at KAT-deltakerne er minst fornøyd, kan være at de på forhånd hadde størst forventinger til tiltaket. Sammenlignet med deltakerne i de to øvrige tiltakene, var KAT-deltakerne i utgangspunktet klart mer motivert til å delta ut fra egeninteresse, noe som også kan bety at de også hadde større forventinger. Samtidig viser undersøkelsen også at deltakeren i KAT er spesielt lite fornøyd med tiltaksarrangørens kunnskaper om arbeidsmarkedet og deres pedagogiske evner. Ellers viser resultatene at både både KAT- og VALS-deltakerne var mindre fornøyd med lokaler og utstyr enn deltakerne i jobbklubbene.

I brukerundersøkelsen har vi også forsøkt å avdekke tendenser til parkering. Her tyder resultatene på at dette opptrer i noen grad blant deltakerne i KAT-tiltaket, men i liten grad i VALS og jobbklubb. Vi kan imidlertid ikke konkludere med at dette nødvendigvis er en aktiv parkering fra arrangørens side. Det kan vel så mye være at deltakerne parkerer seg selv eller at det er en kombinasjon av begge deler. Forklaringen på at det tilsynelatende oppstår mer parkering i KAT sammenlignet med de to øvrige tiltakene, er sannsynligvis en kombinasjon av at det er et langvarig tiltak og at målgruppen er relativt heterogen.

I den siste delen av brukerundersøkelsen har vi sett nærmere på to resultatindikatorer: jobbsøking og formidling til jobb. Når det gjelder jobbsøking, er det deltakerne i KAT-tiltaket som har vært klart mest aktive, mens VALS-

deltakerne har vært minst aktive. Det samme mønstret avtegner seg også når vi ser på andelen som er kommet i jobb. Mens KAT-deltakerne i størst grad har kommet ut i fast heltidsarbeid, har VALS-deltakerne i større grad fått midlertidig eller fast deltidsarbeid. Sammenlignet med KAT-deltakerne har deltakerne i jobbklubbene også hatt dårligere jobbsuksess, men bedre enn VALS-deltakerne.

På spørsmål om hvilken betydning tiltaket hadde hatt for deltakernes jobbsuksess, viser det seg også at KAT-deltakerne tillegger tiltaket størst betydning, mens VALS-deltakerne tillegger det minst betydning. Et tilsvarende spørsmål blant de som ikke hadde fått jobb, viser derimot at KAT-deltakerne tillegger tiltaket minst betydning og jobbklubb deltakerne tillegger tiltaket mest betydning. Dette kan være en indikasjon på at de KAT-deltakerne som ikke har kommet i jobb, har vært utsatt for en viss grad av parkering.

Datagrunnlaget og designet i effektevalueringen av de tre ordningene er noe forskjellig. Når det gjelder jobbklubb med bonus, er sammenligningsgrunnlaget jobbklubb uten bonus. Sammenligningsgrunnlaget for VALS-deltakerne er ventelønns mottakere som ikke har deltatt i VALS. I effektevalueringen av KAT-tiltaket har vi tatt utgangspunkt i en sammenligningsgruppe bestående av både yrkeshemmede og langtidsledige. Utvalgene som benyttes i analysene av VALS og jobbklubb med bonus består videre kun av personer som har levert sluttmeldekort til Aetat. Det betyr at utvalget består av personer som er inaktiverte fra Aetat (sluttet å melde seg). I analysene har vi benyttet informasjon fra sluttmeldekortet som suksesskriterium. For KAT-utvalget er også personer som ikke har mottatt sluttmeldekort innen 3 måneder etter avsluttet tiltakskjede tatt med. De får i så fall negativt jobbutfall.

En sammenligning av sluttmeldekortene for deltakere i jobbklubb med bonus og deltakere i andre jobbklubber viser at det er en noe større andel i heltidsjobb blant deltakere i jobbklubb med bonus. Det er ellers små forskjeller i bakgrunnskjennetegn som utdanning, yrkesbakgrunn, nasjonalitet og arbeidssøkerhistorie mellom de to gruppene. I analysen har vi likevel kontrollert for slike forskjeller. Vi finner imidlertid ingen positive sysselsettingseffekter for deltakerne i jobbklubb med bonus. Vi kan med andre ord ikke konkludere med at forsøket med jobbklubb med bonus har hatt den ønskede effekten på jobbsannsynligheten. Vi registrerer imidlertid at det er en positiv effekt, men at denne effekten ikke er signifikant.

Vi finner også at det er en større andel VALS-deltakere enn ventelønnsdeltakere som oppgir på sluttmeldekortet at de er i jobb. Mens andelen VALS-deltakere i heltidsjobb er på 28 % er andelen ventelønns mottakere i heltidsjobb 22 %. Blant de med deltidsjobb er forskjellene mindre (2 prosentpoeng). For øvrig finner vi også at det er en forholdsvis stor andel ventelønns mottakere i sammenligningsgruppen som har gått over på uføretrygd, noe som kan tyde på

at rekrutteringen til VALS har fungert som en avklaring for mange av ventelønsmottakerne. Sammenlignet med andre ventelønsmottakere har VALS deltakerne på sin side en større overgang til utdanning og ordinære ledighet. For øvrig viser det seg at VALS deltakerne skiller seg noe fra andre ventelønsmottakere når vi sammenligner dem i forhold til ulike bakgrunnskjenne­tegn. Bl.a. finner vi at VALS-deltakerne er noe yngre, har lengre utdanning og har noe lengre ventelønns­historie. Til tross for at det er en større andel VALS-deltakere som oppgir på slutt­meldekortet at de er i jobb, viser resultatene fra analysen, når vi kontrollerer for bakgrunnskjenne­tegn, ikke noe positiv signifikant effekt. Vi finner riktignok at jobbsannsynligheten er positiv, men ikke signifikant. Vi kan dermed ikke påvise noen effekt av ordningen.

Effekt­analysen av KAT er bygd opp noe annerledes enn de to øvrige tiltakene. Med tanke å lage en mest mulig relevant sammenlignings­gruppen, har vi her bygd opp kjeder av tiltak der KAT inngår som minst ett av dem. Vi benytter tre slike kjeder hhv. KAT som enkeltstående tiltak, AMO-KAT og Skole-KAT. Det bygges videre opp tilsvarende kjeder, men der jobbklubb er byttet ut med KAT som sammenliknings­grunnlag for å estimere rene jobbeffekter (effekt­analyse). Med utgangspunkt i det samme datagrunnlaget og designet har vi også gjennomført nytte-kostnads­analyser (kostnadseffektivitet) for KAT-tiltaket.

Resultatene av analysen viser at KAT-tiltaket gir meget gode jobbeffekter – i noen tilfeller vesentlig bedre enn tilsvarende kjede med jobbklubb. Evaluert for 4 ukers varighet på KAT, gir det for eksempel en jobbsannsynlighet på 26 %, mens tilsvarende jobbsannsynlighet for jobbklubb bare er 7 %. Jobbsannsynligheten for KAT avtar imidlertid desto lengre man oppholder seg på KAT. Den negative varighetseffekten av KAT kan tyde på at det forekommer prioritering av de KAT-deltakerne som befinner seg relativt nært arbeidsmarkedet, mens de som befinner seg lenger unna i større grad parkeres. Når det gjelder KAT-tiltaket, må vi også ta visse forbehold med tanke på at det kan være en positiv seleksjon til dette tiltaket som vi ikke klarer å fange opp i våre analysemodeller. Resultatene i brukerundersøkelsen, som bl.a. viser at KAT-deltakerne er mer motiverte enn deltakerne i jobbklubber, kan tyde på dette. Med andre ord betyr dette at vi risikerer å overvurdere effekten av KAT.

Til tross for vesentlig høyere jobbsannsynlighet ved deltakelse på KAT, kommer ikke KAT bedre ut enn jobbklubbene når kostnadene trekkes inn i evaluering i form av en nytte-kostnads­analyse. Det er bare i tilfelle med ½ års varighet i arbeid og kun med 4 ukers deltakelse på KAT, at vi finner at både KAT som enkeltstående tiltak og Skole-KAT gir høyere nytte-kostnadsbrøk enn tilsvarende jobbklubbkjeder. For lengre arbeidsforhold (1 og 2 år) og ved lenger varighet på KAT, er det bare Skole-KAT som rangeres foran tilsvarende jobb-

klubbkjede – men ikke for lenger enn 12 ukers varighet på KAT. På den ene siden kan vi dermed konkludere med at jobbsannsynligheten av KAT er klart positive, men at kostnadene totalt sett overstiger den nytten vi finner av tiltaket. Samtidig må vi også ta med i betraktningen at det åpenbart også foregår en partering av enkelte deltakere i dette tiltaket.

5 ANALYSE AV MATCHINGEFFEKTIVITET I DE REGIONALE ARBEIDSMARKEDENE

5.1 Bakgrunn

Når vi skal evaluere de samlede effektivitetsvirkningene av de incentivbaserte styringssystemene for Aetats virksomhet, er det avgjørende først å avklare hva målet med den virksomheten som drives i AETAT er. Det er selvsagt ikke noe entydig og enkelt svar på det, og vi skal ikke gjennomføre en større diskusjon av dette temaet her. Det er lite diskutabelt at det sentrale målet er å formidle arbeidssøkere til arbeid, og da tenker vi på arbeidssøkere i vid forstand: Permitterte, ordinære arbeidssøkere, langtidsledige, tiltaksdeltakere og yrkeshemmede. I fortsettelsen avgrensar vi derfor Aetats målsetning til følgende:

Formidle arbeid til arbeidssøkere på kortest mulig tid

Dette er en målsetning som også er enkel og operasjonalisere fordi den er nært knyttet til anerkjente teorier om arbeidsmarkedet, spesielt teorien om såkalte *jobbmatching*. Det finnes en omfattende litteratur om jobbmatching funksjoner (JM-funksjoner) og *Beveridgekurven* eller *U-V kurven* – både av teoretisk og av empirisk karakter, jf. Petrongolo og Pissarides (2001). Denne litteraturen kan tjene som et fornuftig utgangspunkt for analyser av effektivitet i arbeidsmarkedet – herunder effektivitet i arbeidsformidlingen.

Påstanden bak JM-funksjoner er at det eksisterer en sammenheng mellom antall jobbmatcher (nyansettelser i en periode) på den ene siden og antall vakanser og antall arbeidssøkere i samme periode på den annen. Denne sammenheng- en er i den empiriske litteraturen ofte blitt beskrevet med en funksjonsform av Cobb-Douglas eller Cobb-Douglas lignende type, som uttrykker matching teknologien. Vi har da for det første at antall jobbmatcher øker med nivået på antall arbeidssøkere og antall vakanser - eller størrelsen på det aktuelle arbeidsmarke- det. For det andre vil antall jobbmatcher også være avhengig av matching tek- nologien - eller formen på JM-funksjonen. Det siste kan mer presist uttrykkes ved hjelp av Beveridgekurven som representerer et bestemt nivå på JM- funksjonen. For dette nivået antas da at antall arbeidssøkere er en fallende funk- sjon av antall vakanser. En forbedret matching teknologi - uttrykt ved at Beve- ridgekurven flyttes innover i diagrammet - betyr at for gitt antall vakanser kan det samme antall jobbmatcher oppnås, men for et lavere nivå på arbeidsledighe- ten. Med andre ord betyr det at effektiviteten i arbeidsmarkedet er forbedret, og det er nettopp dette AETATs virksomhet også bør lede an til. Derfor mener vi at

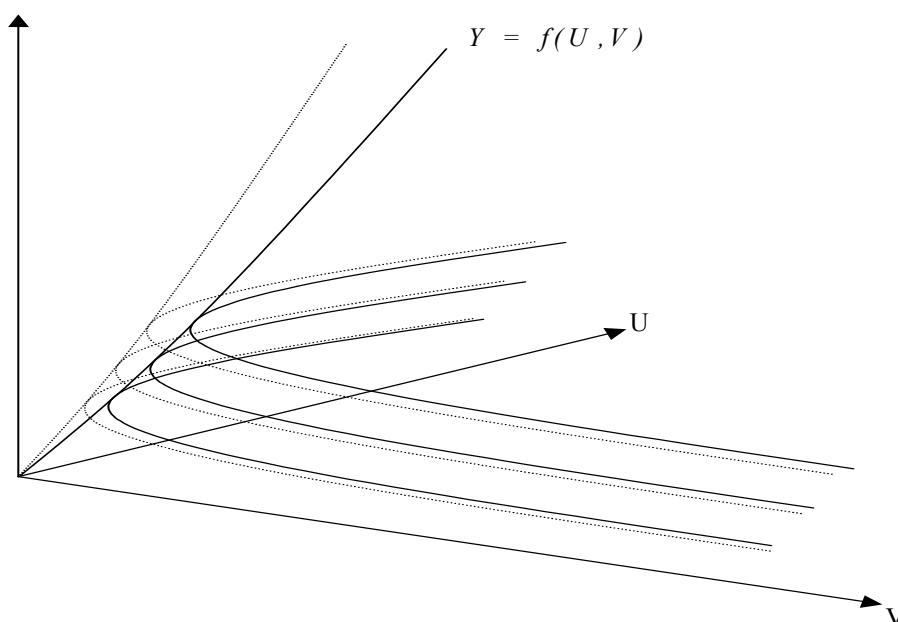
avgrensingen gitt ovenfor vil være godt tilpasset den helt sentrale målsetningen ved Aetats virksomhet.

I det følgende skal vi beskrive noen ulike opplegg for å studere effektiviteten i arbeidsmarkedet. Felles for dem er at de tar utgangspunkt i en eller annen utforming av JM-funksjonen eller Beveridgekurven. I denne sammenheng blir det spesielt viktig å foreta en empirisk operasjonalisering av prøveordningene som gir oss mulighet til å identifisere eventuelle positive effekter på matching teknologien av forsøksordningene.

JM-funksjonen kan skrives som:¹¹

$$Y = A f(U, V) \quad f_U = f_V > 0 \text{ og } f(0, V) = f(U, 0) = 0 \quad (5.1)$$

der Y er antall jobbmatcher i en periode, U er antall arbeidssøkere, V er antall vakanser i samme periode og A representerer en teknologiparameter som sier noe om matchingeffektiviteten i arbeidsmarkedet. f representerer matching teknologien og JM-funksjonen kan illustreres som i Figur 5.1.



Figur 5.1. Jobbmatch-funksjonen.

¹¹ Et mer velfundert teoretisk grunnlag for matching funksjonen er beskrevet i Pissarides (2000).

Den antas altså å være stigende i U og V og spesifiseres ofte ved bruk av en Cobb-Douglas funksjon som f.eks.:

$$Y = AU^\alpha V^\beta, \quad (5.2)$$

der α er arbeidssøkerelastisiteten og β er vakanseelastisiteten. Funksjonen (5.2) antas ofte å være homogen av grad 1, dvs. at $\alpha + \beta = 1$.¹² Den stiplede linjen i figuren representerer JM-funksjonen i et arbeidsmarked med bedre matching teknologi enn den heltrukne.

Tolkningen av disse to elastisitetene kan knyttes til spesielle særtrekk ved arbeidsmarkedet. Avhengigheten av den gjennomsnittlige overgangsraten til arbeid på antall arbeidssøkere og bedrifter som er engasjert i søkeaktiviteter, er en eksternalitet som spiller en viktig rolle i arbeidsmarkedets virkemåte. Den gjennomsnittlige tiden det tar for en bedrift å finne arbeidskraft er nemlig også avhengig av søkeaktivitetene til arbeidssøkerne i forkant av at en jobbmatch inntreffer. På samme måte vil den gjennomsnittlige tiden det tar en arbeidssøker å få jobb også være avhengig av hva slags innsats bedriftene legger ned i søkeaktiviteten forut for en jobbmatch. Generelt kan en si at en søkelikevekt ikke er effektiv fordi søkekostnadene, som bidrar til å øke sannsynligheten for jobbmatch, er ugenkallelige når jobbmatch har funnet sted.

I forbindelse med søkeaktiviteter i arbeidsmarkedet snakker en både om positive og negative eksternaliteter. Vi har (i) $\alpha - 1$ som uttrykker negative eksternaliteter mellom arbeidssøkere som følge av økte søkeaktiviteter blant arbeidssøkerne (congestion eller trengselseffekter). Videre har vi (ii) β som uttrykker positive eksternaliteter fra bedrifter til arbeidssøkere (thick market effect), (iii) α som uttrykker positive eksternaliteter fra arbeidssøkere til bedrifter, og til slutt (iv) $\beta - 1$ som uttrykker negative eksternaliteter mellom bedrifter. Med andre ord kan høyere elastisiteter tolkes som sterkere positive eksternaliteter i søkeprosessen og mindre trengselseffekter.

5.2 Beveridgekurven

Beveridgekurven kan avledes fra JM-funksjonen under visse forutsetninger. Gitt at JM-funksjonen i (5.1) er homogen av grad 1 i U og V så kan den skrives som:

$$y = Af(u, v), \quad (5.3)$$

¹² Figuren er tegnet slik at $\alpha + \beta > 1$, dvs. at det er stordriftsfordeler – dvs. relativt sett flere jobbmatcher jo større arbeidsmarked.

der $y = Y/L$ er jobbmatchraten, $u = U/L$ er arbeidsledighetsraten og $v = V/L$ er vakanseraten. L er arbeidsstyrken. I likevekt forutsetter vi at tilgangen av nye ledige (job separations eller antall avganger fra arbeid), S , i en periode er lik antall nyansatte (jobbmatcher), Y , i samme periode. Det gir $S = sL = Y$, der s er en eksogent gitt rate av nye arbeidsløse. Utnytter vi at $y = S/L = s$ i likevekt, kan vi skrive:

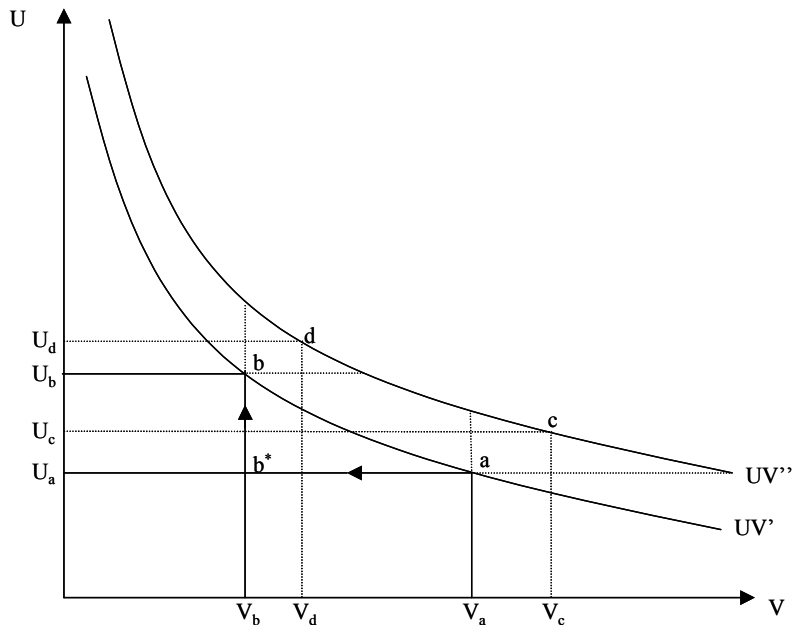
$$s = Af(u,v). \quad (5.4)$$

For en gitt avgangsrate fra arbeid definerer (5.4) en negativ (steady-state) sammenheng mellom arbeidsledighetsraten og vakanseraten – ofte omtalt nettopp som Beveridgekurven. Ved å løse (5.4) mhp. u får vi et eksplisitt uttrykk for Beveridgekurven og et utgangspunkt for empirisk spesifisering.

Friksjoner i arbeidsmarkedet, for eksempel som følge av matching-problemer, danner grunnlag for såkalt likevektsledighet. Uten friksjoner ville vi heller ikke ha likevektsledighet og det klassiske walrasianske likevektsbegrepet ville fortsatt være gyldig. Nivået på likevektsledigheten vil være påvirket av en rekke forhold, bl.a. matchingteknologien i arbeidsmarkedet. Jackman et al. (1990) nevner tre forhold som påvirker likevektsledigheten.

- Aggregerte aktivitetssjokk
- Struktursjokk
- Hysterese

Det at Beveridgekurven er en steady state innebærer at det er like stor strøm inn i som det er ut av arbeidsledighet ($S = sL = Y$). Langs konjunktursyklusen vil denne likevektsledigheten endres som følge av positive eller negative aggregerte sjokk i økonomien. For eksempel vil et negativt etterspørselssjokk redusere antall vakanser, som etter at likevekt er gjenopprettet vil gi en kombinasjon av vakanser og ledighet som gir et lavere nivå på vakanseraten og et høyere nivå på ledighetsraten. I Figur 5.2 vil dette kunne illustreres med en bevegelse fra punkt a til b. Denne bevegelsen vil imidlertid ikke følge likevekten (Beveridgekurven) eksakt, fordi aktivitetssjokket vil sette markedet midlertidig ut av likevekt. Litt skjematisk kan vi tenke oss at bevegelsen fra a til b går via b^* .



Figur 5.2. Beveridgekurven og eksogene sjokk.

Strukturelle sjokk eller mismatch sjokk er altså en type sjokk som skifter Beveridgekurven nord østover i diagrammet. Dette kan dels skyldes strukturelle etterspørselendringer ved lavere etterspørsel etter produkter innen spesielle næringer slik at det oppstår store omstillingsbehov i arbeidsmarkedet. Dels kan det skyldes dårligere matchingeffektivitet som følge av for eksempel liten mobilitet både faglig og geografisk, lavere søkeintensitet o.a. Ser vi på Figur 5.2 fører altså slike sjokk til et skift i Beveridgekurven fra UV' til UV'' og en bevegelse fra a til c i figuren med et høyere nivå på likevektsledighet (U_c) og likevektsvakanser (V_c) som resultat. Vi ser at virkningen av aggregerte etterspørselssjokk på den ene siden og strukturelle sjokk på den andre virker noe ulikt på Beveridgekurven. Mens aggregerte sjokk fører til bevegelser oppover eller nedover langs UV -kurven avhengig av om det er snakk om negative eller positive sjokk, så fører såkalte strukturelle sjokk til skift nord østover eller sør vestover avhengig av om sjokket er negativt eller positivt.

Hysteresis kan tolkes som en slags kombinasjon av disse to. Aggregerte (negative) aktivitetssjokk fører til en bevegelse fra a til b – altså større arbeidsledighet. Når arbeidsledigheten biter seg fast, for eksempel som følge av at flere blir langtidsledige, avtar som regel søkeintensiteten for denne gruppen arbeidsledige. Vi får dermed et skift i nordøstlig retning som innebærer et permanent skift i likevektsledigheten. Dersom det aggregerte etterspørselssjokket er mid-

lertidig vil ny likevektsledighet være U_c , mens ved et permanent aktivitetssjokk så vil likevektsledigheten være U_d .

Nickell m.fl. (2003) drøfter hvordan en rekke forhold kan påvirke likevektsledigheten. De oppsummerer følgende faktorer som potensielle forklaringsfaktorer for beliggenheten til Beveridgekurven:

- Utforming av regler for arbeidsledighetstrygd
- Oppsigelsesvern
- Aktiv arbeidsmarkedspolitikk
- Arbeidskraftens mobilitet (yrkesmessig og geografisk)
- Fagforeningsstruktur
- Grad av samordning i lønnsoppgjør
- Skatter (inntekts-, forbruks- og arbeidsgiverskatt)
- Internasjonale handelsforhold
- Realrente
- Produktivitetsvekst

Av disse er det spesielt den aktive arbeidsmarkedspolitikken som er direkte interessant i vår sammenheng. Men i den grad det er variasjoner innenlands, enten i tids- eller i tverrsnittsdimensjonen, så vil de andre forholdene indirekte kunne være av betydning for oss. Det kan imidlertid også tenkes å være andre forhold som er av betydning, men vi skal komme mer tilbake til dette i forbindelse med presentasjonen av de data vi skal benytte oss av og i forbindelse med de empiriske spesifikasjonene.

Den aktive arbeidsmarkedspolitikken vil kunne påvirke sammenhengene diskutert ovenfor på flere måter. F.eks. vil lønnstilskudd kunne øke tilbudet av jobber for gitt lønnsnivå, mens aktive arbeidsmarkedstiltak vil kunne påvirke matchingeffektiviteten ved at det tar mindre tid for arbeidssøkere å få jobb til en gitt vakanserate. De incentivbaserte prøveordningene som vi skal evaluere her, er utformet slik at målet med ordningene kan knyttes til målet om en bedre matchingeffektivitet, dvs. lavere arbeidsledighet til gitt vakanserate.

Særlig yrkeshemmede og langtidsledige er målgrupper for forsøket og en effektiv politikk rettet mot disse gruppene vil innebære skift i Beveridgekurven inn mot origo, men det kan også tenkes at ordningene bidrar til en raskere gjenoppretting av likevekt i forbindelse med permanente eller midlertidige aggregerte etterspørselssjokk. Vi skal komme tilbake til en nærmere hypotetisering i forbindelse med empiriske spesifikasjoner av Beveridgekurven.

5.3 Empirisk operasjonalisering av Beveridgekurven

Vi kjenner bare til tre analyser som eksplisitt analyserer betydningen av en aktiv arbeidsmarkedspolitikk for beliggenheten til Beveridgekurven (og JM-funksjonen). Jackman et al. (1990) finner i en analyse som bygger på data fra 14 OECD land, at aktive arbeidsmarkedstiltak flytter Beveridgekurven mot origo, dvs. at likevektsledigheten i arbeidsmarkedet reduseres. En liknende analyse er gjennomført på australske data av Webster (1999). Resultatene fra denne analysen er noe mer sammensatt, men de fleste aktive arbeidsmarkedstiltakene har beveget den australske Beveridgekurven mot origo.

I Norge har Johansen (2003) studert virkningene av aktiv arbeidsmarkedspolitikk på Beveridgekurven med utgangspunkt i fylkesvise data for perioden 1987-1998 – altså balanserte paneldata. Personer på aktive tiltak er definert som andelen på aktive tiltak av alle åpent arbeidsløse pluss de som er på tiltak. Personer på tiltak omfatter andel på arbeidstreningstiltak, andel på offentlige sysselsettingstiltak og lønnstilskudd. Personer på yrkesrettet attføring er holdt utenfor analysen, men andelen langtidsledige kontrolleres det for.

Johansen finner klare effekter av aktive arbeidsmarkedstiltak for matchingeffektiviteten i arbeidsmarkedet – altså at aktive tiltak bidrar til å skifte Beveridgekurven inn mot origo. Johansen finner videre at effekten av aktive tiltak er bedre med økende andel langtidsledige, og til slutt finner han at bevegelsen tilbake til likevekt går raskere etter eksogene sjokk i de lokale arbeidsmarkedene ved bruk av aktive arbeidsmarkedstiltak.

Den empiriske spesifikasjonen vi skal benytte her, tar utgangspunkt i den som er brukt i Johansen (2003). Vi har følgende relasjon:

$$\ln u_{it} = \alpha + \mu \ln v_{it} + \beta \mathbf{X}_{it} + \kappa \mathbf{Z}_{it} + \gamma_1 D_1 + \gamma_2 Trend + \gamma_3 D_2 + \gamma_4 KAT + \gamma_5 VALS + \gamma_6 JmB + \eta Fylke + \varepsilon_{it} \quad (5.5)$$

$\ln u_{it}$ er logaritmen til arbeidsløshetsraten ($\ln(U/L)$), $\ln v_{it}$ er logaritmen til vakanteraten ($\ln(V/L)$) for arbeidsmarked i på tidspunkt t , \mathbf{X}_{it} er en vektor av andeler av ulike arbeidssøkerkategorier (yrkeshemmede, ordinære tiltaksdeltakere) og type arbeidsledighet (langtidsledige), \mathbf{Z}_{it} er en vektor av andelen arbeidssøkere fordelt etter deltakelse på ulike typer arbeidsmarkedstiltak. D_1 er en binærvariabel som skiller forsøksperiode ($D_1 = 1$) og sammenlikningsperiode ($D_1 = 0$). Dette skillet er satt til 01.01.2003. $Trend$ er en tidsvariabel som løper over hvert halvår og er lik 0 i første halvår 1999 og lik 11 i andre halvår 2004. D_2 er et samspillsledd som er lik $Trend * D_1$. Denne er tatt med for å fange opp et eventuelt negativt skift i trenden i forsøksperioden som følge av forsøksordningene.

Variablene KAT, VALS og JmB måler hhv. andelen langtidsledige og yrkeshemmede som har deltatt på KAT-tiltak, andelen ventelønnsinntakere som har deltatt på VALS-tiltak og til slutt andelen jobbklubbmedlemmer som har deltatt på jobbklubb med bonusordning. Til slutt har vi med fylkesvariable, *Fylke*, for å kontrollere for at eventuelle forsøks effekter er påvirket av at JmB, KAT og VALS-tiltak er iverksatt i regioner som tradisjonelt har større problemer med arbeidsledighet, eventuelt at det er andre særtrekk i disse fylkene som er uobserverte samtidig som de kan tenkes å fanges opp av våre testparametere.

Vi forventer at u er fallende i v , dvs. at $\mu < 0$. Alle variable med β -koeffisienter beskriver sammensetningen av arbeidssøkerne i ulike arbeidssøkerkategorier i de regionale arbeidsmarkedene. Andelen langtidsledige i arbeidsmarkedet forventer vi har negativ effekt på beliggenheten til Beveridgekurven slik at den skifter nordøstover i diagrammet, bort fra origo. Årsaken til dette er at de i gjennomsnitt er mer motløse, søker mindre effektivt etter jobber, deprimierer humankapitalen og at de blir oppfattet som mindre attraktive av potensielle arbeidsgivere enn ordinære arbeidssøkere. Videre forventer vi at også andelen yrkeshemmede av alle arbeidssøkere skifter Beveridgekurven utover i diagrammet. Hovedårsaken er at dette er personer i en omstillingsfase, som åpenbart vil bruke lenger tid på å komme tilbake i arbeid enn ordinære arbeidssøkere. Gjennomstrømningen av arbeidssøkere vil dermed i gjennomsnitt gå tregere med større andel yrkeshemmede, noe som innebærer en bevegelse utover og oppover i diagrammet for Beveridgekurven.

Gitt mengden av langtidsledige og yrkeshemmede forventer vi at Beveridgekurven skifter sørvestover i diagrammet avhengig av hvor stor andel av disse arbeidssøkergruppene som deltar på aktive arbeidsmarkedstiltak. Årsaken til dette er at vi forventer at aktive arbeidsmarkedstiltak bedrer matchingen av arbeidssøkere og arbeidsgivere som følge av at tiltakene øker arbeidssøkernes ferdigheter, motivasjon og ønske om å komme tilbake til arbeid. Dessuten vil effektiviteten i søkeprosessen bedres bl.a. fordi dette er et hovedtema for en del av tiltakene. På den annen side kan tiltaksdeltakelse også føre til innlåsing ved at søkeintensiteten trappes ned i forbindelse med deltakelse på aktive tiltak. Vi tror likevel at aktive arbeidsmarkedstiltak bidrar til en bedret matchingteknologi, siden dette påvises både i Jackman m.fl. (1990) og Johansen (2003).

Koeffisientene γ_1 - γ_6 er de som er av primær interesse for evalueringen av forsøksordningene. Dersom forsøksordningene har virket etter hensikten forventer vi at Beveridgekurven skifter sørvestover i diagrammet mot origo. γ_1 og γ_2 sier noe generelt om tidsutviklingen. Den første sier noe om nivåforskjellen mellom forsøks- og sammenlikningsperiode, mens den andre sier noe om trenden i de to periodene. Er trenden lik i de to periodene, kontrollert for nivåforskjellen, er det ikke grunn til å tro at forsøket har virket etter hensikten. Endres

trenden i negativ retning, kan det være grunn til å tro at forsøkene kan ha hatt en viss effekt. Det betyr i så fall at $\gamma_3 < 0$. Dersom vi har en positiv trendeffekt (dårligere matchingeffektivitet), kombinert med at $\gamma_3 < 0$, betyr det at de positive skiftene i Beveridgekurven blir mindre og mindre for hver halvårsperiode i forsøksperioden. $\gamma_4 - \gamma_6$ evaluerer effekten av de eksterne ordningene, og dersom disse har effekt i arbeidsmarkedet etter hensikten, vil vi forvente at de alle er negative og bidrar til å skifte Beveridgekurven inn mot origo.

Det kan tenkes at vi har uobserverte effekter knyttet til de regionale arbeidsmarkedene som kan gi opphav til skjevheter i de estimerte koeffisientene, dvs. arbeidskontorspesifikke effekter som er felles for alle perioder. Men vi kan også ha uobserverte tidsspesifikke effekter felles for alle arbeidskontordistrikt. Dette kan kontrolleres for ved bruk ulike metoder, spesielt ulike former for paneldatametoder. Vi har imidlertid behov mest mulig tilgjengelig informasjon for å identifisere mulige forsøkseffekter. Det gjelder både før og etter at forsøkene ble satt verk, men det er også viktig å sammenlikne regioner siden de eksterne forsøkene i ulik grad har vært benyttet på tvers av regioner. Det taler mot å benytte paneldatateknikker som krever mye frihetsgrader. Dette valget kan derfor innebære en viss usikkerhet rundt de resultatene vi kommer fram til.

5.4 Data

Dataene som benyttes i analysene er hentet fra Aetats saksbehandlingssystem Arena. I tillegg har vi hentet inn befolkningsdata og data over uføretrygdede fra Statistisk sentralbyrå. Disse er benyttet for å etablere et mål på arbeidsstyrken. Alle data er aggregert opp til Aetats arbeidskontordistriktsnivå. Videre har vi aggregert arbeidskontordistriktene til et regionalt nivå som er bedre tilpasset det vi kan kalle et funksjonelt arbeidsmarkedsnivå. Disse funksjonelle arbeidsmarkedene bygger i all hovedsak på inndelingen vi finner hos Stambøl (2005). Til sammen dreier det seg om 80 regionale arbeidsmarkeder. Datamaterialet er delt inn i halvår fra 1. halvår 1999 til 2. halvår 2004. Tabell 5.1 viser enkel statistikk for variablene som inngår i analysen.

Av tabellen går det fram at ledighetsnivået er betydelig høyere enn det som er de offisielle gjennomsnittstallene for den perioden vi studerer. Det skyldes at ordinære tiltaksdeltakere og yrkeshemmede inngår i definisjonen av arbeidsledige. I tillegg benytter vi et annet tall for arbeidsstyrken enn det som legges til grunn i offisiell ledighetsstatistikk. Vi benytter befolkningstall på kommunenivå i for aldersgruppen 20-66 år fratrukket antall uføretrygdede og antall personer i varige vernede tiltak. Alt i alt mener vi dette gir en god tilnærming tatt i betraktning at vi legger til grunn et mer omfattende ledighetsmål enn som er vanlig i denne type analyser. Det er imidlertid avgjørende viktig at yr-

keshemmede og ordinære tiltaksdeltakere trekkes, siden disse arbeidssøkergruppene står meget i sentralt i de motiver vi har for å gjennomføre en slik analyse.

Tabell 5.1. Enkel statistikk for variablene som inngår i modellen. N = 960.

Variabelnavn	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Maks
Ledighetsrate	0,0635	0,0203	0,022	0,143
Vakanserate	0,0050	0,0035	0,00018	0,0258
Andel langtidsledige helt ledige og ordinære tiltaksdeltakere av alle arbeidssøkere	0,1146	0,0401	0,0211	0,2332
Andel ordinære tiltaksdeltakere av alle arbeidssøkere	0,1002	0,0346	0,0211	0,2815
Andel yrkeshemmede av alle arbeidssøkere	0,4580	0,0815	0,2178	0,6651
Andel yrkeshemmede i vente- og utredningsperioder av alle arbeidssøkere	0,2556	0,0712	0,0435	0,6422
Andel på KAT-tiltak av alle langtidsledige og yrkeshemmede (forsøksperioden, n = 320)	0,0027	0,0054	0	0,067
Andel på jobbklubb med bonus av alle jobbklubb-deltakere (forsøksperioden, n = 320)	0,0419	0,1036	0	1
Andel på VALS-tiltak av alle ventelønsmottakere (forsøksperioden, n = 320)	0,1122	0,1096	0	0,72
Forsøksperiode = 1, sammenlikningsperiode = 0	0,3333	-	0	1
Vals fylke	0,95	-	0	1
JmB fylke	0,49	-	0	1
KAT fylke	0,088	-	0	1

I materialet varierer ledighetsnivået fra 2,2 % til 14,3 %. Det tyder på store regionale forskjeller.¹³ Vi finner også store forskjeller i vakanseraten. Det laveste

¹³ Merk at ledighetsnivået også varierer over tiden i tabellen, men det er lite sannsynlig at de store forskjellene vi observerer er konjunktursvingninger – perioden vi studerer tatt i betraktning.

observerte vakansenivået er på 0,02 %, mens det høyeste er hele 2,6 %.¹⁴ Variasjonene i ledighets- og vakansenivå gir gode muligheter for å identifisere en Beveridgekurve.

Andelen langtidsledige er lavere enn i offisiell statistikk. Grunnen er at vi ikke har definert yrkeshemmede som langtidsledige selv om de har sammenhengende arbeidssøkerperiode på mer en 26 uker. Gjennomsnittlig andel langtidsledige er i overkant av 10 %, og vi ser at andelen grovt varierer mellom 2 og 20 %.

Andelen ordinære tiltaksdeltakere av alle arbeidssøkere, inkludert yrkeshemmede varierer mellom 2 og i underkant av 30 % med et snitt på ca 10 %. Årsaken til denne variasjonen må for en stor del ses i sammenheng med sammensetningen av arbeidssøkere, spesielt andelen langtidsledige.

Andelen yrkeshemmede i vente- og utredningsperioder er en viktig størrelse. Det er i flere analyser påvist at lange periode i slike tilstander gir dårlig uttelling på arbeidsmarkedet i form av jobbmuligheter. Vi ser av tabellen at snittet ligger nokså høyt. Vi ser dessuten at det høyeste nivå er mer 60 % i vente- og utredning, hvilket må betraktes som svært høyt.

Tabellen viser også andelen av aktuelle arbeidssøkerkategorier som deltar i de tre eksterne forsøksordningene. Disse tallene er kun hentet fra forsøksperioden, dvs, etter 01.01.2003. Vi merker oss at forsøkene har svært lite omfang. KAT som i prinsippet omfatter alle langtidsledige og yrkeshemmede utgjør bare knapt 0,3 % av denne gruppen. For jobbklubb med bonus er tilvarende tall en del høyere, hhv. 4,2 % og 11,2 %, men her må man huske på at de arbeidssøkerkategorier som det beregnes andel av er relativt små. Alt i alt er det derfor grunnlag for å hevde at forsøkene har et lite omfang, og det kan derfor også være vanskelig å identifisere klare forsøkseffekter i en analyse av 80 regionale arbeidsmarkeder.

5.5 Resultater

Som nevnt ovenfor er det en meget utfordrende oppgave å studere arbeidsmarkeder på den måten det legges opp til her. Vi har arbeidsmarkedsspesifikke effekter, vi kan ha tidsspesifikke effekter og dynamiske effekter som alle bidrar til å komplisere analysen dersom vi skal ta hensyn til alle. Av mangel på tid til gjennomføring av analysen har vi falt ned på den enkleste løsningen, og det er å

¹⁴ Aetats stillingsregister omfatter under halvparten av de ledige stillingene i arbeidsmarkedet. Resten blir besatt ved bl.a. uformelle kontakter. Vi har ikke tilstrekkelig grunnlag for å vurdere hvor stabil den andelsmessige fordelingen mellom formell og uformell rekruttering er over tid, eller i hvilken grad denne fordelingen varierer mellom ulike regionale arbeidsmarkeder. Vi tar imidlertid hensyn til eventuelle uobserverte forhold i forsøksfylkene for de eksterne ordningene ved hjelp av et sett binærvariable, jf. ovenfor. Disse vil fange opp eventuelle variasjoner i denne fordelingen mellom forsøksfylker og andre fylker. Over tid antas det i analysen ikke å være vesentlige forskjeller i fordelingen mellom formell og uformell rekruttering.

gjennomføre analysen ved bruk av minste kvadraters metode (MKM). I praksis innebærer det at vi estimerer en gjennomsnittlig Beveridgekurve for de 80 regionene. Hovedgrunnen til dette valget er for det først enkelheten. For det andre har vi behov for å utnytte tverrsnittsdimensjonen, siden vi primært er interessert i å identifisere effekter av de eksterne ordningene. Eventuelle effekter i tidsdimensjonen er forsøkt ivaretatt med en binærvariabel for forsøksperiode, en generell trend og et samspillsledd mellom disse.

Av resultatene i Tabell 5.2 går det klart fram at vi finner en solid negativ sammenheng mellom arbeidsledighet og vakanserate, slik som forventet for å identifisere Beveridgekurven. Videre ser vi at andelen langtidsløse bidrar til dårligere matchingeffektivitet i arbeidsmarkedet siden Beveridgekurven får et positivt skift når andelen langtidsløse øker.

Vi finner derimot ikke en klar positiv effekt av tiltaksbruken, i den forstand at den bidrar til negative skift i Beveridgekurven. Effekten av andel ordinære tiltaksdeltakere er imidlertid ikke signifikant.

Andelen av yrkeshemmede i vente- og utredning forventer vi vil gi en dårligere gjennomstrømning i arbeidsmarkedet, og derfor et positivt skift i Beveridgekurven, dvs. at den skifter utover i diagrammet. Det finner vi klare indikasjoner på i våre resultater siden koeffisienten er signifikant positiv på 5 % nivå. Det betyr med andre ord at dersom man sørger for å ha en størst mulig andel av yrkeshemmede på aktive tiltak, så bidrar det til bedre matchingeffektivitet i arbeidsmarkedet.

Når det gjelder effekten av de eksterne forsøksordningene så gir ikke disse noe klare effekter. Unntaket er jobbklubb med bonusordning, men effekten går i motsatt retning av det vi forventet – det til tross for at vi kontrollerer for de forsøksfylkene som jobbklubb med bonusordning opptrer i. En skal imidlertid huske på at jobbklubb med bonusordning har et svært begrenset omfang, selv om den i prinsippet gjelder for 9 fylker. Den signifikant positive effekten av jobbklubb med bonusordning er det derfor naturlig å tilskrive forhold innen arbeidsmarkedsregionene i hvert fylke.

Tabell 5.2. Beveridgekurve for norske arbeidsmarkeder ($N \times T = 960$). MKM

Variabelnavn	Estimat	t-verdi
Konstantledd	-3,14173***	-24,50
Vakanserate (logaritmer)	-0,07360***	-4,92
Andel langtidsledige	0,58782**	2,27
Andel ordinære tiltaksdeltakere	0,18016	0,64
Andel yrkeshemmede	0,05766	0,42
Andel yrkeshemmede i vente- og utredningsperioder	0,29073**	2,16
Andel på KAT-tiltak av alle langtidsledige og yrkeshemmede	-0,69464	-0,41
Andel på jobbklubb med bonus av alle jobbklubb-deltakere	0,17730**	2,12
Andel på VALS-tiltak av alle ventelønsmottakere	0,08959	0,89
(D ₁) Forsøksperiode = 1, sammenlikningsperiode = 0	0,32009**	2,03
Trend	0,02666***	5,33
D ₂ (= Trend* D ₁)	-0,02392	-1,50
Vals fylke	-0,62065***	-15,51
JmB fylke	0,23574***	12,60
KAT fylke	0,16650***	5,23
R ² justert	0,4265	

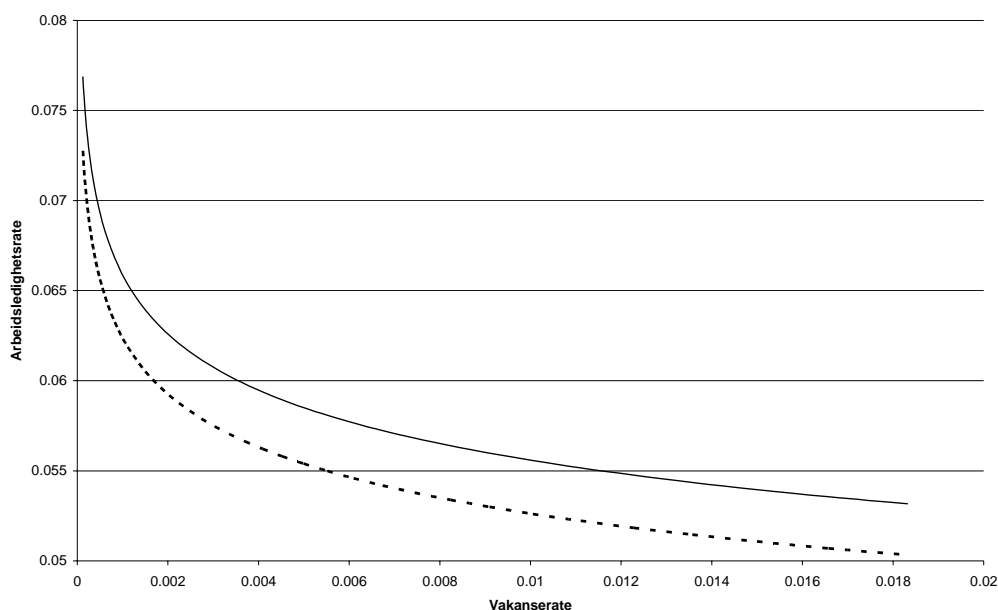
*** Signifikant på 1 % nivå.

** Signifikant på 5 % nivå.

Av de ulike tidsvariablene ser vi for det første at det er en trend i retning av dårligere matchingeffektivitet i den perioden vi studerer. Det er bekymringsfylt, og vi ser dessuten at matchingen i forsøksperioden er betydelig dårligere enn i sammenlikningsperioden. Dette skal vi imidlertid ikke tilskrive forsøkene. Samspillet mellom trend og forsøksperiode peker derimot i retning av bedre matchingeffektivitet. Det kan skyldes forsøksvirksomheten, men effekten er ikke signifikant på et rimelig nivå for testen.

I Figur 5.3 har vi beregnet Beveridgekurven på bakgrunn av resultatene i Tabell 5.2. Den heltrukne linjen representerer Beveridgekurven for gjennom-

snittsarbeidsmarkedet i Norge høsten 2003, mens den stiplede linjen representerer tilsvarende Beveridgekurve, men der vi tenker oss at 10 % av alle langtidsledige og yrkeshemmede deltar på KAT.



Figur 5.3. Beveridgekurve for et ”gjennomsnittlig regionalt arbeidsmarked i Norge med (stiplet linje) og uten (heltrukken linje) 10 % av langtidsledige og yrkeshemmede på KAT.

Vi ser at for en vakanserate på 0,01 gir bruk av KAT for 10 % av de langtidsledige og yrkeshemmede lavere arbeidsledighet – om lag 0,35 prosentpoeng. Med andre ord bidrar KAT til bedre effektivitet i arbeidsmarkedet, men vi understreker at den effekten som ligger til grunn for figuren ikke er signifikant på et rimelig nivå for testen.

5.6 Oppsummering

Vi finner ikke klare effekter av forsøkene ved analyser av en ”gjennomsnittlig” Beveridgekurve for 80 regionale arbeidsmarkeder i Norge. For de interne forsøkene vedkommende, kan det dels skyldes at de ikke har gitt effekter på arbeidsmarkedsnivå i hvert fall ikke så langt, jf. diskusjon kapittel 3. Dels kan det skyldes at det er så mye støy i tidsdimensjonen, at det er vanskelig å identifisere effekter av ulike faktorer som antas å påvirke beliggenheten til Beveridgekurven.

For de eksterne forsøkene vedkommende tror vi at omfanget av forsøkene er for lite til at vi på aggregerte regionale arbeidsmarkedsnivåer er i stand til å identifisere forsøkseffekter. Vi vet fra de mikrobaserte effektanalysene at verken jobbklubb med bonusordning eller VALS gir tydelige effekter på jobbsannsynligheten i forhold til respektive sammenlikningsgrupper. Da er det også liten grunn til å tro at vi vil finne igjen effekter i denne type analyser. Mikroanalysene av KAT viser imidlertid gode jobbeffekter for de som har deltatt på KAT sammenliknet med de som har deltatt på jobbklubber. Vi finner også positiv effekt av KAT i denne analysen (bedre matchingeffektivitet), men effekten er ikke signifikant på et rimelig nivå for testen.

Til tross for at analysene ikke kan påvise forsøkseffekter, viser vi i dette kapitlet at analyser av matchingeffektivitet i arbeidsmarkedet, for eksempel ved estimering av Beveridgekurver, kan være et nyttig redskap for evaluering og overvåking av effekten av arbeidet i Aetat på et regionalt/nasjonalt nivå. Siden et av hovedmålene med Aetats virksomhet er å redusere arbeidsledigheten ved å korte ned arbeidssøkerperioder, er nettopp Beveridgekurven et verktøy som måler i hvilke grad en lykkes i dette arbeidet. Større endringer i arbeidsmarkedspolitikken kan i prinsippet identifiseres ved skift i Beveridgekurven. Er for eksempel skiftet som følge av politikkendringen negativt i matematisk forstand, betyr det raskere gjennomstrømming av arbeidssøkere – hvilket innebærer lavere arbeidsledighet for gitt vakansenivå. Med andre ord har vi en metode som på arbeidsmarkedsnivå kan vurdere hvorvidt politikkendringen er vellykket eller ikke. For at også yrkeshemmede og ordinære tiltaksdeltakere skal fanges opp i slike evalueringer, er det viktig at også disse arbeidssøkerne tas med i den definisjonen av arbeidsledighet som benyttes i analysene.

Våre analyser tyder på at det er fullt mulig å identifisere Beveridgekurven empirisk på bakgrunn av data fra Arbeidsdirektoratet. Vi finner bl.a. klare effekter på sammensetningen av arbeidssøkere for matchingeffektiviteten i arbeidsmarkedet. Bl.a. finner vi at økt andel langtidsledige av de helt ledige og de ordinære tiltaksdeltakerne, for gitt vakansenivå, øker nivået på arbeidsledigheten. Vi finner også at jo større andel av de yrkeshemmede som befinner seg i vente- og utredningsfaser, desto høyere arbeidsledighet for gitt vakansenivå.

6 OPPSUMMERING

Innledning

Vi har i denne rapporten gjennomført en evaluering av seks ulike forsøksordningene med nye finansieringsformer som ble igangsatt av Aetat i løpet av perioden 2002 til 2003. De seks omfatter tre etatsinterne finansieringsordninger og tre ordninger som er knyttet til finansiering av eksterne tiltaksleverandører. I tillegg til å skille mellom interne og eksterne ordninger, skiller vi også mellom aktivitetsbaserte og resultatbasert finansieringsordninger.

De interne ordningene retter seg mot behandlingen av dagpenger (bonus for rask behandling av dagpengesøknader), avklaring av yrkeshemmede (stykkpris for avklaring av yrkeshemmede) og mot formidling til arbeid og egenfinansiert utdanning (bonus for effektiv tiltaksbruk). De to førstnevnte ordningene – Bonusordningen for dagpenger og Stykkpris for avklaring av yrkeshemmede – retter seg inn mot den interne produksjonen i Aetat, mens den sistnevnte – Bonus for effektiv tiltaksbruk – er resultatbasert siden den knyttes opp mot antall formidlinger av yrkeshemmede til arbeid og egenfinansiert utdanning.

De eksterne ordningene omfatter alle resultatbasert finansiering av eksternt formidlingsbistand overfor ventelønnsuttakere (Bonus for formidling av arbeidssøkere med ventelønn - VALS) og yrkeshemmede/langtidsledige (Kjøp av formidlingsrettede arbeidssøker tjenester - KAT), samt resultatbasert finansiering av jobbklubber (JmB).

Det finnes etter hvert noen internasjonale erfaringer med bonusbaserte avlønningsformer i formidlingsarbeidet. Erfaringene fra USA, Australia, New Zealand og England er diskutert i Møller (2004). I tillegg er det gjennomført evaluering av tilsvarende ordninger i Nederland (Struyven og Steurs, 2003). Erfaringene er blandede og peker i noe ulik retning.

Interne ordninger

Et hovedproblem i forbindelse med evaluering av de interne ordningene er forsøksdesignet. Stykkprisordningen for avklaring av yrkeshemmede og bonusordningen for rask behandling av dagpengesøknader er begge innført samtidig i alle landets fylker, hhv. I august 2002 og mars 2003. Dette begrenser våre muligheter for å identifisere eventuelle effekter av forsøkene siden vi bare kan utnytte variasjon i tidsdimensjonen – nærmere bestemt før og etter innføring av ordningene. Året 2002 var et turbulent år for Aetat med innføring av ARENA, problemer med saksbehandlingsrutiner, høyt arbeidspress osv. Dette skjer altså like i forkant av innføring av ordningene og skaper ekstra store problemer for en såkalt før-etter analyse, som er eneste mulighet for gjennomføring av kvantitativ

analyse gitt designet. Det ville vært å foretrekke om designet var utformet slik at det differensierte innføring av ordningene mellom fylker, og at det også for eksempel spente ut bruken av bonus og prisen på avklaringer. Klarere, og kanskje flere og ulikt utformede forhåndsdefinerte tilbakeføringsmekanismer av bonus, ville ytterligere kunne bidratt til et bedre design med tanke på å vinne erfaringer med slike finansieringssystemer. Dette ville også gitt mer variasjon i tidsdimensjonen, som kunne gjøre jobben enklere for de som skal evaluere og identifisere eventuelle effekter av forsøkene. I forbindelse med Bonus for effektiv tiltaksbruk er i noen grad en slik tankegang benyttet.

I analysen av stykkprisordningen for avklaring av yrkeshemmede har vi sett på to typer effekter. Den ene er forventede effekter i form av flere avklaringer og/eller kortere saksbehandlingstid. Den andre er utilsiktede vridningseffekter i form av økt ventetid på tiltak, færre avganger og flere gjenopptakelsesaker. Det er nokså klart at stykkprisordningen etter en tid har hatt en positiv effekt på antall avklaringer, mens avklaringstiden går ned utover i forsøksperioden. Vi finner ingen klare vridningseffekter målt ved nedgang i antall avganger, men vi finner tendenser til vridningseffekter ved at ventetiden på tiltak øker i forsøksperioden.

Fra teorien er det rimelig å forvente en relativ vridning fra oppfølgings- til avklaringsarbeid, men siden fylkene har muligheter for å få tilført friske ressurser er det vanskelig å identifisere en vridningseffekt statistisk. Derimot finner vi at den absolutte effekten på oppfølgingsarbeidet er positiv siden avgangen er høyere i forsøksperioden. Det ser også ut til at friske ressurser til en viss grad er brukt til å øke den interne slakken, siden saksbehandlingstid for avklaringer og ventetid på tiltak er noe lenger i forsøksperioden. Men som vi var inne på innledningsvis: Hva består egentlig den interne slakken av? Er det bare sløsing med ressurser eller kan det skjule seg andre og mer plausible forklaringer på denne observasjonen?

Vår hovedforklaring på at saksbehandlings- og ventetid har blitt lenger i forsøksperioden er at kapasiteten i avklarings- og oppfølgingsarbeidet er utvidet som følge av stykkprisforsøket, og man må beregne en viss tid før de nyttilførte ressursene jobber like effektivt som den eksisterende kapasiteten. Det bidrar til at avklaringstiden og venting på tiltak øker – i hvert fall for en periode. Saksbehandlingstid for avklaringer er lavere i forhold til sammenlikningsperioden, jo seinere vi setter skillet mellom sammenliknings- og forsøksperiode. Etter en omstillingsperiode kan det derfor se ut som de nyttilførte ressursene jobber like effektivt som resten av kapasiteten. Gitt at dette er forklaringen, kan vi heller ikke snakke om økt slakk. Det er snarere snakk omstillings- og opplæringskostnader, som i en overgangsperiode innebærer dårligere produktivitet.

Vi finner imidlertid ingen nedgang i ventetid på tiltak utover i forsøksperioden. Dette kan tolkes som at det har blitt dyrere (koster mer i form av tapte inntekter) å være ineffektiv i avklaringsarbeidet som følge av stykkprisordningen. Mindre ineffektiv jobbing i avklaringsarbeidet, fører til at saksbehandlingstiden går ned for denne aktiviteten utover i forsøksperioden. I oppfølgingsarbeidet er det derimot ingen ordninger som gjør det dyrere og være ineffektiv – det blir snarere relativt sett billigere. Man har derfor ikke samme sterke incentiver til å redusere ventetiden på tiltak. Gitt at det er en viss ineffektivitet eller slakk i organisasjonen, kan man si at stykkprisordningen bidrar til vridningseffekter som fører til at slakken i vris fra avklarings- til oppfølgingsarbeidet.

Vi finner ingen entydig økning i antall gjenopptakelsessaker i forsøksperioden, noe som kan tyde på at innføringen av stykkprisordningen ikke har gått ut over kvaliteten på avklaringene. Også her skal vi imidlertid ta forbehold om at antall gjenopptakelsessaker, slik vi måler det, er et fornuftig mål på kvaliteten i avklaringene.

Hovedkonklusjonen fra analysen av bonusordningen for rask behandling av dagpengesøknader trekker i retning av en positiv effekt – altså flere saker behandlet innen 14 dager. Her er det imidlertid enda vanskeligere å skille effekten av ordningen fra andre begivenheter som inntraff på omtrent samme tidspunkt. Det skyldes spesielt at vi ikke har hatt tilgang på et adekvat datamateriale for perioden før ordningen blei innført.

For ordningen med effektiv utnyttelse av tiltaksmidler er det ikke gjennomført en egen analyse. Til tross for et design som differensierer innføring av ordning mellom fylker, har det vært stor forvirring og vanskelig å etablere det relevante datagrunnlaget som skal til for å beregne eventuelle bonusutbetalinger. Dette, sammen med et relativt høyt innslagspunkt for utbetaling av bonus, har gjort sitt til at ordningen ikke har fungert i praksis. Det er således heller ikke blitt utbetalt bonuser i forbindelse med ordningen så langt. Ordningen har imidlertid en svært interessant utforming siden den er resultatbasert, i motsetning til de to andre interne ordningene. Et problem man uansett ikke kommer utenom er at ordningen vil være påvirket av forholdene i arbeidsmarkedet mer generelt – spesielt høy arbeidsledighet som vil påvirke avgangen til arbeid. Dette kan man imidlertid langt på vei korrigere ved målet på innslagpunktet ved en eventuell revidering og videreføring av ordningen.

For å kunne oppnå effektiviseringsgevinster må designet bli bedre. Det må være en mer tydelig tilbakeføringsmekanisme (belønning) på gode resultater. Evalueringer av forsøk i England advarer imidlertid mot bruk av for sterke ytre incentiver. De kan bidra til å undergrave de indre incentivene, og det anbefales derfor kollektive teambaserte bonusordninger. En evaluering av en teambasert bonusordning i engelske Jobcentre Plus finner også positive effekter, men

at de positive effektene avtar jo større teamene er (Burgess et al 2003). Forklaringen er at mindre team kjennetegnes av sosialt press som gjør at man unngår free-ridere i teamet. Undersøkelsen viser også at bonussystemet har en tendens til å vri innsatsen mot de enklest målbare størrelsene og bort fra de mindre målbare aktivitetene. En undersøkelse av Zenger og Marshall (2000) viser i den forbindelse til at det lett oppstår et dilemma i forhold til å finne en egnet størrelse på teamene. På den ene siden vil effekten av bonusordninger være større i små team, men på den andre siden vil det være vanskelig å finne egnede resultatmål knyttet til mindre team. Desto mindre teamet er, desto vanskeligere vil det være å finne egnede resultatmål og jo mer tilbøyelig vil man være til å benytte mål på prosesser og ikke resultater. Dette vil i sin tur lett bidra til en uhenksmessig vridning fra de mindre målbare delene av produksjonen til de delene som er enklere å måle. Ved utforming av denne type bonussystemer er det derfor viktig å ta med seg denne type erfaringer i arbeidet med designet.

En samlet vurdering av bonus- og stykkprisordningen tyder på at de fylte et behov i kjølvannet av den spesielle situasjonen man hadde i 2002. Ordningene har sannsynligvis virket positivt i forhold til å prioritere to kjerneoppgaver i Aetat. Selv om det er vanskelig å isolere effekten av disse ordningene fra effekten av andre faktorer som spiller inn, tyder mye på at de bidro til at Aetat kom noe raskere ut av den vanskelige situasjonen i 2002. Dette var et nasjonalt problem og det kan derfor hevdes at løsningen også måtte være nasjonal. I dag er situasjonen åpenbart annerledes, og det er langt fra sikkert at det er et like stort behov for å prioritere dagpenger og avklaring på samme måte som det var i 2002 og 2003. Det kan derfor være grunn til å vurdere om det i dag er behov for slike ordninger på nasjonalt nivå. Et alternativ som kan tenkes å være mer hensiktsmessig, er å desentralisere muligheten for å ta i bruk slike styringsinstrumenter. Dette kan meget vel tenkes å gi en bedre tilpasning til lokale behov regionalt.

Eksterne ordninger

I analysen av effekter av KAT bygger vi opp kjeder av tiltak der KAT inngår som minst ett. Vi benytter tre slike kjeder hhv. KAT som enkeltstående tiltak, AMO-KAT og Skole-KAT. Det bygges videre opp tilsvarende kjeder, men der jobbklubb er byttet ut med KAT som sammenlikningsgrunnlag for å estimere rene jobbeffekter (effektanalyse) og for å gjennomføre nytte-kostnadsanalyser (kostnadseffektivitet).

Vi finner at KAT gir meget gode jobbeffekter – i noen tilfeller vesentlig bedre enn tilsvarende jobbklubbkjede. Dette avviker fra konklusjonene i Frydenlund m.fl. (2004), som konkluderer med at KAT-tiltaket ikke har klart å formidle langtidsledige over 50 år i Hamarregionen til arbeid. Minstealderen på

50 år, som er spesielt for Hamarprosjektet, er sannsynligvis hovedårsaken til denne forskjellen i resultater.

Evaluert for 4 ukers varighet på KAT, gir våre resultater for eksempel en jobbsannsynlighet på 0,263, mens tilsvarende jobbsannsynlighet for jobbklubb bare er 0,067. Jobbsannsynligheten for KAT avtar imidlertid ganske kraftig jo lenger man oppholder seg på KAT, men den er ikke lavere enn for jobbklubb annet enn for de som deltar på KAT i hele kurssets varighet på 52 uker.

Den negative varighetseffekten av KAT kan tyde på at det forekommer en prioritert formidling av de KAT-deltakerne som befinner seg relativt nært arbeidsmarkedet, mens de som befinner seg lenger unna i større grad parkeres av leverandørene. Det er dermed en viss sjanse for at de som deltar på KAT alle 52 uker aldri burde vært på KAT – i hvert fall ikke så lenge. Resultatene må imidlertid ses i lys av at KAT-deltakerne har vært en relativt motivert gruppe tiltaksdeltakere, med den følge at vi med våre analysemodeller kanskje ikke klarer å fange opp såkalt uobservert heterogenitet. I så fall risikerer vi å overvurdere effekten av KAT.

Til tross for vesentlig høyere jobbsannsynlighet ved deltakelse på KAT, kommer ikke KAT bedre ut enn jobbklubbene når kostnadene trekkes inn i evaluering i form av en nytte-kostnadsanalyse. Det er bare i tilfelle med ½ års varighet i arbeid og kun med 4 ukers deltakelse på KAT vi finner at både KAT som enkeltstående tiltak og Skole-KAT gir høyere nytte-kostnadsbrøk enn tilsvarende jobbklubbkjeder. For lengre arbeidsforhold (1 og 2 år) og ved lenger varighet på KAT, er det bare Skole-KAT som rangeres foran tilsvarende jobbklubbkjede – men ikke for lenger enn 12 ukers varighet på KAT.

Det er altså en del som tyder på at KAT ikke bør videreføres i sin nåværende form, både fordi det i mange tilfeller rangeres lavere enn jobbklubb etter nytte-kostnadsbrøken og fordi det har noen uheldige fordelingseffekter i form av parkering. I forbindelse med det siste er det verdt å nevne at våren 2005 ble prisen for KAT reforhandlet, og man innførte dessuten et revidert bonussystem der man hevet grunnbeløpet fra 20 til 30 %. Dette er ment som et mottiltak mot parkering fordi det svekker leverandørenes incitament til å parkere. Problemet er at det lite sannsynlig svekker incitamentene i tilstrekkelig grad. Vi tror det er vanskelig å komme utenom en strengere avklaring med høyere prising av grupper av arbeidssøkere med større avstand til arbeidsmarkedet. Først da vil vi ha et system som eliminerer incitamentet til å parkere.

Det er åpenbart at KAT har gitt såpass gode jobbeffekter at det ville være dumt å ikke videreføre de gode erfaringene man har fra dette forsøket. Et ankepunkt er at vi egentlig ikke vet hva som er årsaken til de gode jobbeffektene – bonusordningen eller forsøkskonseptet KAT. KAT er som kjent et helt nytt tiltak som man så langt ikke har noe erfaring med. Når det da designes med en

bonusordning blir det vanskelig å vite helt sikkert om jobbeffekten skyldes det ene eller det andre.

Det er i hvert fall nokså sikkert at jobbeffekten er god, og en revidert og kortere utgave av KAT er nærliggende å tenke seg – med lavere kostnader. Man kan ved iverksettelse av et slikt tiltak vurdere det designet som er benyttet i forbindelse med jobbklubber – nemlig med og uten bonusordning. Dersom man også velger en bonusmodell, kan det være viktig å avklare brukerne på forhånd for å i størst mulig grad å unngå fløteskumming og/eller parkering. Siden KAT-deltakerne er en heterogen målgruppe, bør man også åpne for en blandingsmodell mellom resultat og aktivitetsbasert finansiering. Spesielt er det viktig dersom man ønsker å ivareta prinsippet om fritt brukervalg.

En sammenligning av sluttmeldekortene for deltakere i jobbklubb med bonus og deltakere i andre jobbklubber viser at det er en noe større andel i heltidsjobb blant deltakere i jobbklubb med bonus. Det er ellers små forskjeller i bakgrunnskjennetegn som utdanning, yrkesbakgrunn, nasjonalitet og arbeidssøkerhistorie mellom de to gruppene. I analysen har vi likevel kontrollert for slike forskjeller. Vi finner imidlertid ingen positive sysselsettingseffekter for deltakerne i jobbklubb med bonus. Vi kan med andre ord ikke konkludere med at forsøket med jobbklubb med bonus har hatt den ønskede effekten på jobbsannsynligheten. Vi registrerer imidlertid at det er en positiv effekt, men at denne effekten ikke er signifikant.

Til tross for at jobbklubb med bonusordning omfatter relativt mange fylker, er omfanget av ordningen svært begrenset. Det gjør at utvalget til analysen blir svært lite i forhold til hva som er ønskelig for en god effektevaluering av ordningen. Det som imidlertid er mest problematisk ved design og gjennomføring av jobbklubb med bonusordning, er at de relativt lave bonusene som utbetales ved formidling av deltakere til arbeid. Det utbetales 3000 kroner ved formidling av arbeid med varighet i 3 – 6 måneder. For formidling av arbeid med mer enn 6 måneders varighet utbetales det 4000 kroner. For å få utbetalt beløpene må formidlingen dokumenteres. Det påløper med andre ord en del kostnader ved innkreving av bonus, og når bonusen er lav i forhold til disse kostnadene svekkes incitamentet i bonusordningen. Det er derfor grunn til å tro at omfanget av JmB har vært for lite og at bonusene kan ha vært for små til at vi kan identifisere eventuelle effekter på jobbsannsynligheten. Det er synd tatt i betraktning at jobbklubb med bonus er den eneste av de eksterne ordningene som har et design som gir grunnlag for å identifisere reindyrkede jobbeffekter av bonus som avlønningsform.

Vi finner også at det er en større andel VALS-deltakere enn ventelønnsdeltakere som oppgir på sluttmeldekortet at de er i jobb. Mens andelen VALS-deltakere i heltidsjobb er på 28 % er andelen ventelønnsdeltakere i heltidsjobb

22 %. Blant de med deltidsjobb er forskjellene mindre (2 prosentpoeng). For øvrig finner vi også at det er en forholdsvis stor andel ventelønsmottakere i sammenligningsgruppen som har gått over på uføretrygd, noe som kan tyde på at rekrutteringen til VALS har fungert som en avklaring for mange av ventelønsmottakerne. Sammenlignet med andre ventelønsmottakere har VALS deltakerne på sin side en større overgang til utdanning og ordinære ledighet. For øvrig viser det seg at VALS deltakerne skiller seg noe fra andre ventelønsmottakere når vi sammenligner dem i forhold til ulike bakgrunnskjennetegn. Bl.a. finner vi at VALS-deltakerne er noe yngre, har lengre utdanning og har noe lengre ventelønns historie. Til tross for at det er en større andel VALS-deltakere som oppgir på sluttmeldekortet at de er i jobb, viser resultatene fra analysen, når vi kontrollerer for bakgrunnskjennetegn, ikke noe positivt signifikant effekt. Vi finner riktignok at jobsannsynligheten er positiv, men ikke signifikant. Vi kan dermed ikke påvise noen effekt av ordningen.

En utfordring med VALS-tiltaket, på samme måte som med KAT-tiltaket, er at det er vanskelig å skille effekten av selve tiltaket fra effekten av bonusfinansieringen. Siden vi ikke finner noen signifikant positive effekter av tiltaket, kan vi heller ikke gå ut fra at bonusfinansieringen har hatt noen positiv virkning. Dette kan imidlertid skyldes at målgruppen for dette tiltaket er spesiell. Det er mye som tyder på at mange av deltakerne mer eller mindre motvillig har deltatt i dette tiltaket. Samtidig er det slik at mange av VALS-deltakerne allerede i forkant av VALS-tiltaket hadde deltidsstillinger. Et tredje moment er at VALS-deltakerne har hatt lite incentiver til å gå inn i fulltidsstillinger ved at man da risikerte å miste rettigheter til ventelønn. Alt i alt tilsier dette at målgruppen er vanskelig å formidle, og at det å forsøke ut en bonusfinansiert ordning overfor denne gruppen kanskje ikke var like hensiktsmessig. En effekt av ordningen kan likevel ha vært at en del ventelønsmottakere har blitt avklart i forhold til rettigheter til uføretrygd.

Analyse av regionale arbeidsmarkeder

Vi finner ikke klare effekter av forsøkene ved å analysere av en ”gjennomsnittlig” Beveridgekurve for 80 regionale arbeidsmarkeder i Norge. For de interne forsøkene vedkommende, kan det dels skyldes at de ikke har gitt klare effekter på arbeidsmarkedsnivå – i hvert fall ikke så langt. Dels kan det skyldes at det er så mye støy i tidsdimensjonen, at det er vanskelig å identifisere effekter av ulike faktorer som antas å påvirke beliggenheten til Beveridgekurven. For de eksterne ordningenes vedkommende, er årsaken enten at ordningene faktisk ikke har noen effekt, eller at omfanget av ordningene er så lite at det er lite realistisk å regne med at vi klarer å identifisere eventuelle effekter i denne type analyse.

Til tross for at analysene ikke kan påvise forsøkseffekter, viser vi i dette kapitlet at analyser av matchingseffektivitet i arbeidsmarkedet, for eksempel ved estimering av Beveridgekurver, kan være et nyttig redskap for evaluering og overvåking av effekten av arbeidet i Aetat på et regionalt/nasjonalt nivå. Siden et av hovedmålene med Aetats virksomhet er å redusere arbeidsledigheten ved å korte ned arbeidssøkerperioder, er nettopp Beveridgekurven et verktøy som måler i hvilke grad en lykkes i dette arbeidet. Større endringer i arbeidsmarkedspolitikken kan i prinsippet identifiseres ved skift i Beveridgekurven. Er for eksempel skiftet, som følge av politikkendringen negativt i matematisk forstand, betyr det raskere gjennomstrømming av arbeidssøkere – hvilket innebærer lavere arbeidsledighet for gitt vakansenivå. Med andre ord har vi en metode som på arbeidsmarkedsnivå kan vurdere hvorvidt politikkendringen er vellykket eller ikke. For at også yrkeshemmede og ordinære tiltaksdeltakere skal fanges opp i slike evalueringer, er det viktig at også disse arbeidssøkerne tas med i den definisjonen av arbeidsledighet som benyttes i analysene. Her finnes det med andre ord en rekke utfordringer for å utvikling av verktøy som i framtida kan anvendes til periodisk overvåking av utviklingen i de norske arbeidsmarkedene.

7 REFERANSER

- Burgess, S., C. Propper, M. Ratto og E. Tominey (2003): "Incentives in the Public Sector: Some Preliminary Evidence from a UK Government Agency", CMPO Working Paper Series, no. 03/080.
- Frydenlund, S., E. Køhn og J. Vaagland (2004): KAT-prosjekt i Hamarregionen – privat formidlingstjeneste eller jobbklubb i privat regi? En evaluering av KAT-prosjektet for langtidsledige over 50 år. ØF-rapport n3. 12. Østlandsforskning, Lillehammer.
- Jackman, R.A., C.A. Pissarides, og S. Savouri (1990): Labour Market Policies and Unemployment in the OECD. *Economic Policy 11*, s. 449-490.
- Johansen, K. (2003): Active Labour Market Policy and the Beveridge Curve. Panel Data Evidence for Norwegian Counties. Upublisert notat, NTNU.
- Møller, G. (2004): Evaluering av nye finansieringsformer i Aetat. Foreløpige vurderinger. Arbeidsrapport nr. 20/04. Telemarksforskning-Bø.
- Møller, G., S. Flermoen og K. Løyland (2003): Handlingsplaner og tiltakskjeding i Aetat. Rapport nr. 208, Telemarksforskning-Bø.
- Nickell, S. L. Nunziata, W. Ochel, G. Quintini (2003): The Beveridge Curve, Unemployment and Wages in the OECD from the 1960s to the 1990s. I P. Aghion, R. Frydman, J. Stiglitz, M. Woodford: *Knowledge, Information and Expectations in Modern Macroeconomics: In Honor of Edmund S. Phelps*. Princeton University Press.
- Petrongolo, B. og C.A. Pissarides (2001): Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function. *Journal of Economic Literature XXXIX*, s. 390-431.
- Pissarides, C.A. (2000): *Equilibrium Unemployment Theory*. The MIT Press, 2nd edition, London, England.
- Stambøl, L. (2005): *Urban and Regional Labour Market Mobility in Norway*. Sosiale og økonomiske studier 110. Statistisk sentralbyrå, Oslo.

Struyven, L. og G. Steurs (2003): Towards a Quasi-Market in Reintegration Services: First Assessment of the Dutch Experience. *Australian Journal of Labour Economics* 6, s. 331-355.

Webster, E. (1999): Labour Market Programs and the Australian Beveridge Curve: 1978 to 1997. *The Economic Record* 75, s. 405-416.

Zenger, T.R. og C.R. Marshall (2000): "Determinants of Incentive Intensity in Group-Based Rewards", *Academy of Management Journal*, Vol 43, no. 2, s. 149-163.

8 VEDLEGG

Tabell 1 Estimering av brukertilfredshet på spørsmålet: "Jeg ble møtt med respekt når jeg henvendte meg til Aetat" (enig eller uenig). Lineær regresjonsmodell.

	Yrkeshemmede			Ordinære ledige		
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 1	Modell 2	Modell 3
Vår 2003 → (d)				,094**	,115**	,024
Høst 2003 → (d)	,168**	,164**	,091	,125**	,137**	,076*
Vår 2004 → (d)	,235**	,217**	,154**	,162**	,160**	,080*
Alder		(+)**	(+)**		(+)**	(+)**
Kjønn (kvinne)		(+)**	(+)**		(+)**	(+)**
Utdanning		(-)	(-)		(-)	(-)
Ledighetens Varighet		(-)	(-)		(-)**	(-)**
Innv.bakgrunn		(+)**	(+)**		(+)**	(+)**
Trend			(+)			(+)**

* Signifikant på 5% nivå; ** signifikant på 1% nivå.

Tabell 2 Estimering av brukertilfredshet på spørsmålet: "Jeg er trygg på at Aetat ivaretar mine rettigheter". Lineær regresjonsmodell.

	Yrkeshemmede			Ordinære ledige		
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 1	Modell 2	Modell 3
a. Vår 2003 → (d)				,159**	,186**	,111**
b. Høst 2003 → (d)	,295**	,297**	,064	,120**	,136**	-,042
c. Vår 2004 → (d)	,346**	,341**	,183**	,196**	,187**	,062
Alder		(+)	(+)		(-)**	(-)**
Kjønn (kvinne)		(+)**	(+)**		(+)**	(+)**
Utdanning		(-)**	(-)**		(-)**	(-)**
Ledighetens Varighet		(-)	(-)		(-)**	(-)**
Innv.bakgrunn		(+)**	(+)**		(+)**	(+)**
Trend			(+)*/**			(+)*/**/**

