

*Jørn Ivar Hamre*

**Evaluering av ordinære  
arbeidsmarkedstiltak påbegynt  
4. kvartal 2004**

Dokumentasjon og analyse av  
effekter november 2005

## Rapporter

I denne serien publiseres statistiske analyser, metode- og modellbeskrivelser fra de enkelte forsknings- og statistikkområder. Også resultater av ulike enkeltundersøkelser publiseres her, oftest med utfyllende kommentarer og analyser.

## Reports

This series contains statistical analyses and method and model descriptions from the various research and statistics areas. Results of various single surveys are also published here, usually with supplementary comments and analyses.

© Statistisk sentralbyrå, september 2006  
Ved bruk av materiale fra denne publikasjonen,  
vennligst oppgi Statistisk sentralbyrå som kilde.

ISBN 82-537-7044-8 Trykt versjon  
ISBN 82-537-7045-6 Elektronisk versjon  
ISSN 0806-2056

### Emnegruppe

06.01

Design: Enzo Finger Design  
Trykk: Statistisk sentralbyrå/64

<b>Standardtegn i tabeller</b>	<b>Symbols in tables</b>	<b>Symbol</b>
Tall kan ikke forekomme	Category not applicable	.
Oppgave mangler	Data not available	..
Oppgave mangler foreløpig	Data not yet available	...
Tall kan ikke offentliggjøres	Not for publication	:
Null	Nil	-
Mindre enn 0,5 av den brukte enheten	Less than 0.5 of unit employed	0
Mindre enn 0,05 av den brukte enheten	Less than 0.05 of unit employed	0,0
Foreløpig tall	Provisional or preliminary figure	*
Brudd i den loddrette serien	Break in the homogeneity of a vertical series	—
Brudd i den vannrette serien	Break in the homogeneity of a horizontal series	
Desimalskilletegn	Decimal punctuation mark	,(,)

# Sammendrag

*Jørn Ivar Hamre*

## **Evaluering av ordinære arbeidsmarkedstiltak påbegynt 4. kvartal 2004**

Dokumentasjon og analyse av effekter november 2005

### **Rapporter 2006/27 • Statistisk sentralbyrå 2006**

I denne rapporten presenteres en analyse av effekten av ordinære arbeidsmarkedstiltak på det å komme over i arbeid for de som begynte på tiltak 4. kvartal 2004 i gjennomsnitt sett i forhold til om de ikke hadde deltatt. De gjennomsnittlige tiltakseffektene er beregnet som differansen i andelen arbeidstakere mellom tiltaksdeltakerne og en sammenligningsgruppe av arbeidsledige ikke-deltakere. Evalueringstidspunktet er lagt i november ett år senere. Datamaterialet er innhentet fra ulike administrative registre. Fire hovedgrupper av tiltak er analysert: lønnstilskudd, arbeidspraksis, opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) og jobbklubb.

Personene som begynte på en av de fire typene tiltak fjerde kvartal 2004, hadde i gjennomsnitt 5 prosentpoeng høyere estimert andel i arbeid ett år senere enn om de ikke hadde deltatt. Resultatene varierer imidlertid mellom ulike grupper, og tiltakene ser ut til å ha størst effekt for voksne og for de som hadde krav på dagpenger før de begynte på tiltak.

Estimert andel arbeidstakere etter ett år var signifikant høyere for de som begynte på hver av de fire analyserte tiltaksgruppene 4. kvartal 2004 i gjennomsnitt sett i forhold til om de ikke hadde deltatt.

De som begynte med lønnstilskudd hadde størst estimert gjennomsnittseffekt på arbeidstakerprosenten etter ett år, med 21 prosentpoeng sett i forhold til om de ikke hadde deltatt. For å få fram mer varige sysselsettingseffekter av lønnstilskudd kan det imidlertid være mer riktig å måle effekten etter f. eks. 2 år.

Estimert effekt av jobbklubb var 9 prosentpoeng høyere arbeidstakerprosent november 2005 for de som begynte i jobbklubb av 4. kvartal 2004 i gjennomsnitt, sett i forhold til om de ikke hadde deltatt.

Opplæringstiltakene (unntatt jobbklubb) omfattet over 60 prosent av deltakerne i undersøkelsen. Andel arbeidstakere estimert etter ett år for de som begynte på opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) 4. kvartal 2004 var i gjennomsnitt 4 prosentpoeng høyere enn om de ikke hadde deltatt.

Deltakerne som begynte i arbeidspraksis hadde ett år senere i gjennomsnitt 7 prosentpoeng høyere estimert andel i arbeid enn om de ikke hadde deltatt.

Sett i forhold til tilsvarende analyse ett år tidligere er resultatene relativt like. Årets effektanalyse viser imidlertid i motsetning til i fjor signifikant positiv estimert effekt av opplæringstiltak og at tiltaksdeltakere som mottok dagpenger rett i forkant av tiltaket, hadde større effekt av tiltakene enn personene uten dagpenger i forkant.

Tiltakseffektene beregnes ved å bruke koblede utvalg av arbeidsledige ikke-deltakere for å representere deltakernes forløp dersom de ikke hadde startet på tiltak. Deltakerne kobles med arbeidsledige ikke-deltakere som har likest sett av beregnet tiltakssannsynlighet og beregnet sannsynlighet for ikke-deltakelse.

Effektestimaterne er sensitive overfor samplingen av massen som sammenligningsgruppen trekkes fra. Resultatene bør derfor tolkes med forsiktighet.

**Prosjektstøtte:** Arbeidet er utført på oppdrag fra Arbeids- og inkluderingsdepartementet.

# Abstract

*Jørn Ivar Hamre*

## **Effect analysis of labour market measures started 4th quarter 2004**

Documentation and analysis of effects November 2005

### **Reports 2006/27 • Statistics Norway 2006**

This report presents an effect analysis of four different groups of labour market measures; wage subsidies, work placements, training (accept job club) and job club. The analysis covers participants that started a programme some time during the 4th quarter of 2004, and reports estimated effect of the programme on the employee rate a year later for the treated compared to no treatment. The analysis is based on data collected from different administrative registers.

A year later, participants that started in any of the four types of measures in 4th quarter of 2004, had on average a 5 percentage points higher estimated employee rate, compared to no treatment. However the estimated effects vary between different measures and subgroups. The measures seem to have better employment effects for adults (25- 54 years) and for participants that received unemployment benefits a month prior to the start of the measures.

In our analyses, each of the four measures has on average significant positive effects a year later on the estimated employee rate, compared to no treatment.

Participants started on wage subsidies had the strongest estimated effect on the employee rate a year later, 21 percentage points, followed by the starters in job clubs. A year later, participants that started in job clubs had on average 9 percentage points higher estimated employee rate, compared to no treatment.

About 60 per cent of the labour market measures in this study are training measures (accept job club). On average, those who started on a training measure had a 4 percentage points higher estimated employee rate compared to no treatment.

Participants that started on work placements in 4th quarter had on average 7 percentage points higher estimated employee rate a year later, compared to no treatment.

Compared to the corresponding analysis last year, the results seem relatively similar. In contrast to last year results, this analysis finds positive estimated effects of training measures and that participants that received unemployment benefits a month earlier had a stronger estimated effects of the measures than participants that didn't received unemployment benefits.

Matched samples of unemployed non-participants are used to represent the outcomes that the treated would have had if they were not treated. The treated are matched with unemployed non-participants with the closest set of predicted probabilities from a multinomial choice model where the four groups of measures above and non-participation are alternative outcomes 4th quarter 2004.

However as in most studies on non-experimental data, the estimated effects of measures can be disarranged by unobserved individual characteristics that affect both the selection into treatment and the job opportunities. Also, the estimated programme effects are sensitive to the way that the reservoirs of unemployed non-participants are sampled.

**Acknowledgement:** The work is financed by the Ministry of Labour and Social Inclusion.

# Innhold

<b>1. Innledning.....</b>	<b>9</b>
<b>2. Bakgrunn.....</b>	<b>10</b>
<b>3. Metode.....</b>	<b>11</b>
3.1. Definisjon av effektmål.....	12
3.2. Identifisering.....	12
3.3. En matching estimator.....	13
3.4. Plausibiliteten av matchingantagelsen for datamaterialet.....	15
3.5. Justering av metoden i forhold til fjorårets effektevaluering.....	15
<b>4. Om dataene og design av studien.....</b>	<b>16</b>
4.1. Felles populasjonsavgrensning.....	16
4.2. Tiltaksdeltakere.....	16
4.3. Ikke-deltakere.....	17
4.4. Avsluttede vs. påbegynte tiltak.....	17
4.5. Om sampling av ikke-deltakerne som deltakerne matches mot.....	19
4.6. Variabelbeskrivelse.....	20
<b>5. Beskrivende statistikk.....</b>	<b>24</b>
5.1. Demografiske kjennetegn.....	24
5.2. Inndeling i ulike tiltak.....	25
5.3. Arbeidsmarkedssituasjonen november 2005.....	26
<b>6. Modellerings-, felles overlapp- og matchingsresultater.....</b>	<b>29</b>
6.1. Modellering av tiltakssannsynlighetene.....	29
6.2. Utvalg med overlapp i beregnede behandlingssannsynligheter (Common support).....	30
6.3. Matchingsresultater.....	31
<b>7. Tiltakseffekter.....</b>	<b>36</b>
7.1. Effekten av lønnstilskudd.....	36
7.2. Effekten av arbeidspraksis.....	37
7.3. Effekten av opplæringstiltak, unntatt jobbklubb.....	37
7.4. Effekten jobbklubb.....	37
7.5. Samlet effekt av de fire typene tiltak.....	38
7.6. Sammenligning med andre studier og diskusjon.....	38
<b>Referanser.....</b>	<b>40</b>
<b>Vedlegg A</b>	
A.1. Den multinomiske logit modellen.....	42
A.2. Multinomiske logitestimater.....	43
<b>Vedlegg B</b>	
B.1 Fordelinger av predikerte behandlingssannsynligheter.....	48
B.2. Gjennomsnittlig karakteristika for deltakere og matchede ikke-deltakere.....	61
<b>Vedlegg C</b>	
C.1 Tabeller med estimerte tiltakseffekter og standardfeil.....	71
C.2 Lønnstakerandeler for tiltaksdeltakere og ikke-deltakere.....	74
<b>Tidligere utgitt på emneområdet.....</b>	<b>75</b>
<b>De sist utgitte publikasjonene i serien Rapporter.....</b>	<b>76</b>

# Figurregister

## 4. Om dataene og design av studien

4.1. Illustrasjon av sampledesign og fordeling av tiltaksstart i 4. kvartal 2004 .....	19
----------------------------------------------------------------------------------------	----

## 5. Beskrivende statistikk

5.1. Personer 16 til 54 år registrert helt ledige ved utgangen av september 2004 <sup>1</sup> , etter tiltakstype og 4. kvartal 2004 og alder. Prosentfordelinger .....	26
5.2. Personer 16 til 54 år registrert helt ledige ved utgangen av september 2004 <sup>1</sup> , etter tiltakstype og 4. kvartal 2004 og utdanningsnivå. Prosentfordelinger .....	26

## 6. Modellerings-, felles overlapp- og matchingsresultater

6.1. Plott av estimert Epanechnikov kjernetetthet for predikerte behandlingssannsynligheter (Prob[ ]) for personer som begynte det analyserte tiltaket 4. kv. 2004 og matchede personer som ikke var på tiltak (HL) i kvartalet. Menn under 25 år med dagpenger.....	33
----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	----

## Vedlegg

B.1. Plott av estimert Epanechnikov kjernetetthet for predikerte behandlingssannsynligheter (Prob[ ]) for personer som begynte på det analyserte tiltaket 4. kv. 2004 og matchede personer som ikke var på tiltak (HL) i kvartalet. Strata 2 .....	48
B.2. Plott av estimert Epanechnikov kjernetetthet for predikerte behandlingssannsynligheter (Prob[ ]) for personer som begynte det analyserte tiltaket 4. kv. 2004 og matchede personer som ikke var på tiltak(HL) i kvartalet. Strata 3 .....	50
B.3. Plott av estimert Epanechnikov kjernetetthet for predikerte behandlingssannsynligheter (Prob[ ]) for personer som begynte det analyserte tiltaket 4. kv. 2003 og matchede personer som ikke var på tiltak(HL) i kvartalet. Strata 4 .....	52
B.4. Plott av estimert Epanechnikov kjernetetthet for predikerte behandlingssannsynligheter (Prob[ ]) for personer som begynte det analyserte tiltaket 4. kv. 2004 og matchede personer som ikke var på tiltak(HL) i kvartalet. Strata 5 .....	53
B.5. Plott av estimert Epanechnikov kjernetetthet for predikerte behandlingssannsynligheter (Prob[ ]) for personer som begynte det analyserte tiltaket 4. kv. 2004 og matchede personer som ikke var på tiltak(HL) i kvartalet. Strata 6 .....	55
B.6. Plott av estimert Epanechnikov kjernetetthet for predikerte behandlingssannsynligheter (Prob[ ]) for personer som begynte det analyserte tiltaket 4. kv. 2004 og matchede personer som ikke var på tiltak(HL) i kvartalet. Strata 7 .....	57
B.7. Plott av estimert Epanechnikov kjernetetthet for predikerte behandlingssannsynligheter (Prob[ ]) for personer som begynte det analyserte tiltaket 4. kv. 2004 og matchede personer som ikke var på tiltak(HL) i kvartalet. Strata 8 .....	59

# Tabellregister

## 3. Metode

- 3.1. Matching protokoll for estimering av  $\theta_0^{ml}$  i i hver av delpopulasjonene ..... 14

## 5. Beskrivende statistikk

- 5.1. Personer 16 til 54 år registrert helt ledige ved utgangen av september 2004, etter status i Arenaregisteret 4. kvartal 2004 og utvalgte demografiske kjennetegn. Antall personer og prosentfordelinger ..... 25
- 5.2. Personer 16 til 54 år som påbegynte et ordinært tiltak i løpet av 4. kvartal 2004 som var registrert helt ledige ved utgangen av september 2004, etter tiltakstype. Absolutte tall og prosentfordeling ..... 25
- 5.3. Personer 16 til 54 år registrert helt ledige ved utgangen av september 2004, etter status i Arenaregisteret 4. kvartal 2004 og etter utvalgte demografiske kjennetegn. Antall personer og andelen arbeidstakere november 2005 med tilkoblet kontantlønn fra LTO ..... 27

## 6. Modellerings-, felles overlapp- og matchingsresultater

- 6.1. Personer 16 til 54 år registrert helt ledig september 2004, som begynte med lønnstilskudd i 4. kvartal eller som var helt ledig ved utgangen av oktober og november og som ikke startet på tiltak i desember, etter strata. Antall personer og prosentandel med felles overlapp i beregnede behandlingssannsynligheter ..... 30
- 6.2. Personer 16 til 54 år registrert helt ledig september 2004, som begynte på arbeidspraksis i 4. kvartal eller som var helt ledig ved utgangen av oktober og november og som ikke startet på tiltak i desember, etter strata. Antall personer og prosentandel med felles overlapp i beregnede behandlingssannsynligheter ..... 30
- 6.3. Personer 16 til 54 år registrert helt ledig september 2004, som begynte på opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) i 4. kvartal eller som var helt ledig ved utgangen av oktober og november og som ikke startet på tiltak i desember, etter strata. Antall personer og prosentandel med felles overlapp i beregnede behandlingssannsynligheter ..... 31
- 6.4. Personer 16 til 54 år registrert helt ledig september 2004, som begynte i jobbklubb i 4. kvartal eller som var helt ledig ved utgangen av oktober og november og som ikke startet på tiltak i desember, etter strata. Antall personer og prosentandel med felles overlapp i beregnede behandlingssannsynligheter ..... 31
- 6.5. Personer 16 til 54 år registrert helt ledig september 2004 som påbegynte ordinære tiltak i 4. kvartal 2004 og matchede utvalg av arbeidsledige ikke-deltakere, etter strata. Gjennomsnittlig predikerte behandlingssannsynligheter 4. kvartal 2004 ..... 32

## 7. Tiltakseffekter

- 7.1. Personer som begynte på ordinære tiltak 4. kvartal 2004. Effekten av tiltakene på gjennomsnittlig estimert jobbsannsynlighet november 2005 for de som faktisk deltok sett i forhold til om de ikke hadde deltatt, etter tiltakstype, kjønn, alder og dagpengerettigheter ..... 36

## Vedlegg

- A.1. Tiltaksdeltakere og ikke-deltakere 4. kvartal 2004. Multinomiske logitestimater, etter strata ..... 43
- B.1. Personer 16-24 år som begynte på lønnstilskudd 4. kvartal 2004 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2004. Utvalgsgjennomsnitt ..... 61
- B.2. Personer 25-54 år som begynte på lønnstilskudd 4. kvartal 2004 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2004. Utvalgsgjennomsnitt ..... 62
- B.3. Personer 16-24 år som begynte i arbeidspraksis 4. kvartal 2004 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2004. Utvalgsgjennomsnitt ..... 63
- B.4. Personer 25-54 år som begynte i arbeidspraksis 4. kvartal 2004 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2004. Utvalgsgjennomsnitt ..... 64
- B.5. Personer 16-24 år som begynte på opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) 4. kvartal 2004 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2004. Utvalgsgjennomsnitt ..... 65
- B.6. Personer 25-54 år som begynte på opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) 4. kvartal 2004 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2004. Utvalgsgjennomsnitt ..... 66
- B.7. Personer 16-24 år som begynte i jobbklubb 4. kvartal 2004 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2004. Utvalgsgjennomsnitt ..... 67

B.8.	Personer 25-54 år som begynte i jobbklubb 4. kvartal 2004 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2004. Utvalgsgjennomsnitt.....	68
B.9.	Personer 16-24 år som begynte på opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) 4. kvartal 2004 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter og bostedsfylke. Prosentfordeling.....	69
B.10.	Personer 25-54 år som begynte på opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) 4. kvartal 2004 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter og bostedsfylke. Prosentfordeling.....	69
B.11.	Personer 16-24 år som begynte i jobbklubb 4. kvartal 2004 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter og bostedsfylke. Prosentfordeling.....	70
B.12.	Personer 25-54 år som begynte i jobbklubb 4. kvartal 2004 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter og bostedsfylke. Prosentfordeling.....	70
C.1.	Personer 16-54 år som begynte på lønnstilskudd 4. kvartal 2004 og matchede ikke-deltakere, etter kjønn, alder og dagpengerettigheter. Gjennomsnittlig estimert andel arbeidstakere november 2005 med tilkoblet kontantlønn, effekten av lønnstilskudd for de som faktisk deltok sett i forhold til om de ikke hadde deltatt og tilhørende beregnede standardavvik.....	71
C.2.	Personer 16-54 år som begynte på arbeidspraksis 4. kvartal 2004 og matchede ikke-deltakere, etter kjønn, alder og dagpengerettigheter. Gjennomsnittlig estimert andel arbeidstakere november 2005 med tilkoblet kontantlønn, effekten av arbeidspraksis for de som faktisk deltok sett i forhold til om de ikke hadde deltatt og tilhørende beregnede standardavvik.....	71
C.3.	Personer 16-54 år som begynte på opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) 4. kvartal 2004 og matchede ikke-deltakere, etter kjønn, alder og dagpengerettigheter. Gjennomsnittlig estimert andel arbeidstakere november 2005 med tilkoblet kontantlønn, effekten av opplæringstiltak for de som faktisk deltok sett i forhold til om de ikke hadde deltatt og tilhørende beregnede standardavvik.....	72
C.4.	Personer 16-54 år som begynte i jobbklubb 4. kvartal 2004 og matchede ikke-deltakere, etter kjønn, alder og dagpengerettigheter. Gjennomsnittlig estimert andel arbeidstakere november 2005 med tilkoblet kontantlønn, effekten av opplæringstiltak for de som faktisk deltok sett i forhold til om de ikke hadde deltatt og tilhørende beregnede standardavvik.....	72
C.5.	Personer 16-54 år som begynte på lønnstilskudd, arbeidspraksis, opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) eller jobbklubb 4. kvartal 2004 og matchede ikke-deltakere, etter kjønn, alder og dagpengerettigheter. Gjennomsnittlig estimert andel arbeidstakere november 2005 med tilkoblet kontantlønn, effekten av tiltakene for de som faktisk deltok sett i forhold til om de ikke hadde deltatt og tilhørende beregnede standardavvik.....	73
C.6.	Personer 16 til 54 år registrert helt ledige ved utgangen av september 2004 <sup>1</sup> , etter status i Arenaregisteret 4. kvartal 2004 og etter utvalgte demografiske kjennetegn. Antall personer og andelen lønnstakere november 2005.....	74



# 1. Innledning

Den aktive arbeidsmarkedspolitikken har en helt sentral plass i den økonomiske politikken i Norge. Begrunnelsen er at den skal bidra til et mer effektivt og vel fungerende arbeidsmarked og derved redusert strukturell arbeidsledighet. Myndighetenes dimensjonering og sammensetning av de forskjellige ordinære tiltakene er avhengig av en rekke faktorer, hvor effektevalueringer er ansett som et viktig hjelpemiddel. I Stortingsmelding nr. 19 (2003-2004) "Et velfungerende arbeidsmarked" heter det blant annet: "En har de senere årene fått mye forskningsbasert kunnskap om hensiktsmessig utforming av tiltak. Tiltakene bør være av begrenset varighet og godtgjørelsen ved tiltaksdeltakelse bør være lavere enn den arbeidssøkeren kan få i ordinært arbeid. På denne måten unngås at deltakerne blir «låst inne» i tiltak ved at deltakelse i tiltak oppfattes som bedre enn å komme i ordinært arbeid. Det offentlige bør ikke fullfinansiere tiltakene. Egenandel for arbeidsgivere skal bidra til å sikre at arbeidsgiverne er interessert i å gi tiltaksdeltakerne reelle arbeidsoppgaver. Omfang og bruk av ulike typer tiltak overfor den enkelte arbeidssøker eller yrkeshemmede skal vurderes i forhold til bidraget tiltaket kan gi for å bedre muligheten til å komme i jobb."

Med dette som utgangspunkt har Statistisk sentralbyrå fått i oppdrag av Arbeids- og inkluderingsdepartementet å evaluere effekten av de ordinære arbeidsmarkedstiltakene.

I denne rapporten presenteres en analyse av ordinære arbeidsmarkedstiltaks effekt etter ett år på det å komme over i arbeid i gjennomsnitt for de som begynte på tiltak 4. kvartal 2004 sett i forhold til om de ikke hadde deltatt. Analysen er basert på sammenkoblede data fra relevante administrative registre som Statistisk sentralbyrå har tilgang til.

Arbeidsmarkedstiltak kan tenkes å ha positiv virkning på deltakernes kompetanse, og på viljen og evnen til jobbsøking. På den annen side kan det tenkes at det eksisterer innlåsningseffekter, ved at tiltak virker hemmende på deltakernes søkeaktivitet mens tiltaket pågår og evt. gjør at jobbsøkere blir mer kresne.

Arbeidsmarkedstiltak kan også tenkes å ha andre effekter på arbeidsmarkedet, som ikke er i fokus i denne analysen. Slike effekter kan være på lønnsutviklingen for de som deltar, eller indirekte effekter via lønnsdannelsen generelt. Arbeidsmarkedstiltak kan generelt også tenkes å ha ulike fortrengeeffekter. Sysselsettingstiltak kan for eksempel fortrenge andre arbeidssøkere fra en "tiltaksjobb" som kanskje arbeidsgiver uansett ville etablert. For offentlig sektor kan imidlertid tiltakene bety sparte lønnsmidler, som kan gi rom for flere ansatte. Overføring av ressurser til virksomheter via arbeidsmarkedstiltak kan derfor fungere som en automatisk stabilisator for landets økonomi i den grad tiltaksomfanget trappes opp i dårlige tider. En oppsummering av ulike effekter tiltak kan ha er gitt i Raaum, Røed og Torp (2002) og i Calmfors, Forslund og Hemström (2001).

Bakgrunnen for studien er omtalt i kapittel 2. I kapittel 3 beskriver vi metoden vi har brukt i effektevalueringen, og i kapittel 4 omtaler vi dataene som er benyttet, og designet av studien. Beskrivende statistikk av tiltaks- og sammenligningsgruppene presenteres i kapittel 5. Kapittel 6 beskriver resultater fra tiltaks-sannsynlighetsmodellene, betingelsene om felles overlapp, og matchingen. *Tiltakseffektene presenteres og diskuteres i kapittel 7.*

## 2. Bakgrunn

Statistisk sentralbyrå foretok i perioden 1997 til 2000 løpende resultatanalyser av ordinære arbeidsmarkedstiltak, basert på informasjonen fra administrative registre. Formålet var å måle effekten av tiltaksdel-takelse på sannsynligheten for å komme jobb. Analysen omfattet alle typer ordinære tiltak, og ble gjennomført på samme måte fra år til år for å gi sammenlignbare resultater. Utgangspunktet for Statistisk sentralbyrå sin involvering i den løpende tiltaksevalueringen var basert på at det skulle benyttes et evalueringssopplegg som forskerne på dette tidspunktet anså som mest velegnet. Som følge av at datagrunnlaget kun var registerbasert ble kostnadene ved å utarbeide en slik analyse relativt lave og produksjonstiden kort.

Siden 1997 har det vært store fremskritt innenfor fagfeltet, både nasjonalt og internasjonalt, når det gjelder behandling av ulike seleksjonseffekter. Med seleksjon av deltakere mener vi her effekter av rekrutteringsprosessen som fører til at deltakerne skiller seg fra resten av målgruppa med hensyn til fordelingen av egenskaper av betydning for å komme i arbeid. Seleksjonen kan være forskjellig for ulike grupper, og variere mellom ulike typer tiltak. Det er gjort en vurdering av den statistiske metoden som Statistisk sentralbyrå benyttet tidligere, og det kan nå se ut som den ikke tok tilstrekkelig hensyn til seleksjonseffekter. Gruppeinndelingen vi brukte var for grov. Effektene ble evaluert på svært heterogene grupper. Det ble for eksempel kanskje ikke tatt tilstrekkelig hensyn til alder, arbeidsmarkedserfaring eller dagpengerettigheter.

Fokus på korttidseffekter på et gitt tidspunkt kan gi misvisende indikasjoner på "de sanne" effektene av tiltak. Suksessopptak et halvt år senere er nødvendigvis ikke representativ for totaleffekten et tiltak har hatt.

Arbeids- og sosialdepartementet ga Statistisk sentralbyrå i oppdrag å gjøre en vurdering av hvilken type årlige analyser av ordinære tiltak basert på registerdata som kan gjennomføres, med bakgrunn i nyere forskning på feltet. Forslag til opplegg utarbeidet med innspill fra forskere på feltet, er presentert i Bråthen,

Hamre og Pedersen (2005). Arbeid med dataene og gjennomføringen av analysen førte imidlertid til noen justeringer i opplegget i Hamre og Bråthen (2006).

Litt forenklet går metoden går ut på å beregne tiltaks-effektene ved å bruke koblede utvalg av arbeidsledige ikke-deltakere for å representere deltakernes forløp dersom de ikke hadde startet på tiltak. Deltakerne kobles med arbeidsledige ikke-deltakere som har liksett av beregnede tiltakssannsynligheter og beregnet sannsynlighet for ikke-deltakelse.

Denne rapporten er utført på oppdrag fra Arbeids- og inkluderingsdepartementet, og bygger på metoden i Hamre og Bråthen (2006).

Metoden i denne rapporten er *modifisert* litt ved at vi også evaluerer effekten av jobbklubb. Jobbklubb er derfor et av de potensielle utfall i modellene som beregner tiltakssannsynligheter (for både alle deltakere og ikke deltakere). I tillegg er noe stønadshistorikk inkludert som forklaringsvariabel for voksne i modellene over.

I forhold til de tidlige effektanalysene i Statistisk sentralbyrå, er tiltakspopulasjonen endret fra personer som avsluttet tiltak i løpet av mai til personer som begynte på tiltak i løpet av fjerde kvartal. Årsaken til endringen er at vi da mener vi bedre klarer å konstruere en sammenligningsgruppe som representerer det utfallet som ville ha skjedd dersom deltakerne ikke hadde deltatt, jamfør kapittel 4.4. Vi ønsker nemlig å beregne gjennomsnittseffekter for de som faktisk har deltatt sett i forhold til om de ikke hadde deltatt.

### 3. Metode

Statistisk sentralbyrå vil evaluere effekten av å delta på ordinære arbeidsmarkedstiltak for helt ledige personer i september 2004 som begynte på et tiltak i løpet av fjerde kvartal<sup>1</sup>. Sammenligningsgrupper vil bli trukket fra massen av personer registrert som helt arbeidsledige i september, oktober og november 2003 og som i tillegg ikke påbegynte et ordinært arbeidsmarkedstiltak i løpet av desember<sup>1</sup>. Metoden for å danne de enkelte sammenligningsgruppene er sannsynlighetsmatching.

Suksesskriteriet i denne analysen er om personen har et aktivt arbeidsforhold i november 2005 i arbeidstakerregisteret med tilkoblet kontantlønn fra Lønns- og trekkoppgaveregisteret (LTO). Resultatene presenteres i form av differansen i gjennomsnittlige beregnede jobbsannsynligheter til deltakerne sett i forhold til om de ikke hadde deltatt. I kommende års analyser vil det også være aktuelt å følge opp de opprinnelige utvalgene av tiltaksdeltakere og (matchede) sammenligningsgrupper, for å måle tiltakseffektene etter to år.

Vi foretar separate analyser av de fire definerte hovedgruppene av ordinære arbeidsmarkedstiltak: lønns-tilskudd, arbeidspraksis og opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) og jobbklubb. Effekten av tiltaksdeltakelse for de som deltok blir målt i forhold til fravær av tiltak, både for de ordinære tiltakene samlet og for de fire tiltaksgruppene hver for seg.

Første steg i metoden er å modellere sjansen for at et av utfallene: 1) begynne på lønns-tilskudd, 2) begynne på arbeidspraksis, 3) begynne på opplæringstiltak (unntatt jobbklubb), 4) begynne i jobbklubb eller 0) å ikke begynne på tiltak fjerde kvartal 2004 realiseres i en flervalgsmodell med relevante forklaringsvariable. Gitt forklaringsvariablene til individene, beregnes deres sjanser for at de ulike behandlingsutfallene realiseres. Disse beregnede behandlings-/tiltakssannsynlighetene kalles propensity score. Analysen gjøres separat for åtte mest mulig like undergrupperinger.

<sup>1</sup> Vi krever at de registrerte helt arbeidsledige september 2004 har den hatt statusen i minst 15 dager. Populasjonen avgrensnes videre til personer i alderen 16 til 54 år som er bosatte ifølge personregisteret, og som i tillegg ikke har vært på atferingstiltak eller tiltak for yrkeshemmede de siste 5 årene.

Personer som har propensity score verdier utenfor området som finns i både tiltaks- og sammenligningsgruppen, tas ut av analysen i steg 2, slik at alle i begge gruppene har felles overlapp i propensity score.

På bakgrunn av de beregnede sannsynlighetene (propensity score) blir så matchede par plukket ut i tredje steg, der hvert matchet par er to personer som skal sammenlignes. Hver tiltaksdeltaker matches med én person fra massen av ikke-deltakere som har likest propensity score. Matchingen gjøres separat for hver tiltaksgruppe og for åtte mest mulig homogene undergrupper.

Til slutt er de matchede parene<sup>2</sup> utgangspunkt for beregning av andelen arbeidstakere<sup>3</sup> på evalueringstidspunktet. Dette gjøres både for tiltaksdeltakere og for matchede ikke-deltakere, enten for de fire tiltaksgruppene hver for seg eller samlet. Da får vi beregnet en gjennomsnittseffekt av de fire ordinære tiltaksgruppene for de som har deltatt dersom beregningene gjøres samlet. Differansen i arbeidstakerprosenten mellom tiltaksdeltakere og sammenligningsgruppen rapporteres, sammen med beregninger av standardavvik for effektene.

Matching er en metode for å selekttere (et begrenset antall) enheter til sammenligningsgruppen fra et stort reservoar av kontroller slik at kontrollgruppen blir likest mulig tiltaksgruppen med hensyn på fordelingen av observerte forklaringsvariable. Metoden ble utviklet på syttitallet, og matching på tiltakssannsynligheter (på engelsk: propensity score) i stedet for en lang rekke forklaringsvariable, ble legitimert gjennom Rosenbaum og Rubin (1983) sin artikkel. Lechner (2001) og Imbens (2000) generaliserte metoden med sannsynlighets matching til å gjelde analyser av flere typer tiltak samtidig.

<sup>2</sup> Personer som begynte på tiltak 4. kvartal 2004 som fortsatt var på det samme tiltaket på evalueringstidspunktet november ett år senere er imidlertid holdt utenfor effektberegningene, sammen med deres matchede ikke-deltakere.

<sup>3</sup> Andelen arbeidstakere november 2005 med tilkoblet kontantlønn fra LTO.

Matchingestimatorer for evaluering av arbeidsmarkedstiltak er anvendt på svenske data av Larrson (2003) og Sianesi (2001, 2004). På norske arbeidsmarkeddata er sannsynlighetsmatching bl.a. anvendt av Raaum, Torp og Zhang (2002)<sup>4</sup>, Hardoy (2003), Hardoy, Røed og Zhang (2006) og Kvinge og Djuve (2006)<sup>5</sup>.

Målet med den typen effektanalyse vi legger opp til her er som sagt å måle forskjellen i suksess for de som har deltatt på ett tiltak, i gjennomsnitt, i forhold om de ikke deltok. Denne typen mål er det mye brukt i evalueringsslitteraturen. På engelsk betegnes ofte målet med ATET av "average treatment effect on the treated". Målet sier noe om gjennomsnittet for de som har deltatt. Målet sier ikke noe om hvordan de som ikke er på tiltak ville ha gjort det dersom de var på tiltak. Målet sier heller ikke noe om effekten dersom omfanget av personer på tiltak endres. Målet sier heller ikke noe om hvilken suksess deltakerne på et annet tiltak ville ha hatt dersom de i stedet hadde gått på det evaluerte tiltaket. I de tidligere rapportene fra Statistisk sentralbyrå sammenlignet vi jobbsannsynligheter for referansepersoner som hadde vært på tiltak med referansepersoner som ikke hadde vært på tiltak. Referansepersonen var en tenkt person som for hver variabel fikk tilordnet den mest hyppige verdi. Slik sett ble referanseperson konkret og intuitiv, men ikke nødvendigvis representativ for gjennomsnittet av de som deltok på tiltak. Manglende representativitet av tiltaksdeltakerne er årsaken til at vi ønsker å endre det vi måler i de nye analysene.

Resten av kapittelet gir en mer formell beskrivelse av metoden. I avsnitt 3.1 definerer vi effektmålet presist. Avsnitt 3.2 omhandler hvordan effektmålet kan identifiseres, og i avsnitt 3.3 beskriver vi matchingestimatoren som er benyttet, og tilhørende variansberegninger.

### 3.1. Definisjon av effektmål

Betrakt  $(M+1)$  gjensidig utelukkende behandlinger ( $M$  tiltak og ikke-tiltak). Hver behandling fører til  $(M+1)$  potensielle utfall av en suksessvariabel, betegnet  $\{Y^0, Y^1, \dots, Y^M\}$ . For hver person er det kun et av elementene i  $\{Y^0, Y^1, \dots, Y^M\}$  som er observerbart. De andre  $M$  potensielle utfallene er uobserverbare kontrafaktiske utfall. For eksempel hvis en person deltar på lønnstilskudd vil  $Y^{\text{lønnstilskudd}}$  være observerbar, mens de andre potensielle utfallene  $Y^{\text{praksispluss}}$ ,  $Y^{\text{amo}}$ ,  $Y^{\text{jobbklubb}}$  og  $Y^{\text{ikke-tiltak}}$  vil være kontrafaktiske utfall. Hvilken behandling en person faktisk har fått eller valgt indikeres med variabelen,  $S$ , som har en av verdiene  $\{0, 1, 2, \dots, M\}$ .

I denne analysen fokuserer vi på parvis sammenligning av effekten av tiltak  $m$  og  $l$  på suksessvariabelen, for de som faktisk deltok på tiltak  $m$ :

$$(1) \quad \begin{aligned} \theta_0^{m,l} &= E(Y^m - Y^l \mid S = m) \\ &= E(Y^m \mid S = m) - E(Y^l \mid S = m) \end{aligned}$$

$\theta_0^{m,l}$  betegner forventet<sup>6</sup> (gjennomsnittlig) effekt på suksessvariabelen av tiltak  $m$  relativt til den kontrafaktiske behandlingen  $l$  for en tilfeldig trukket person fra populasjonen av deltakere på tiltaket.

I vår analyse har suksessvariabelen,  $Y$ , verdien 1 dersom personen er arbeidstaker på evalueringstidspunktet, og verdien 0 dersom personen ikke er arbeidstaker på evalueringstidspunktet.

Tiltaksindikatoren,  $S$ , har fem verdier i vår analyse avhengig av om en person i løpet av 4. kvartal 2004: 0) ikke var på tiltak, 1) begynte på lønnstilskudd, 2) begynte i arbeidspraksis, 3) begynte på opplærings-tiltak (unntatt jobbklubb) eller 4) begynte i jobbklubb. I denne rapporten sammenligner vi tiltaket  $m=1,2,3,4$  med behandlingen 0) ikke på tiltak i 4. kvartal 2004, betegnet  $l$ .

Første ledd i differansen etter siste likhetstegn i ligning (1) representerer forventet jobbsannsynlighet for en tilfeldig person som faktisk deltok på tiltak  $m$ . Gjennomsnittlig arbeidstakerandel blant de som deltok på tiltak  $m$  er en forventningsrett estimator for denne forventningen, som er uproblematisk å estimere.

Andre ledd etter siste likhetstegn i ligning (1) representerer forventet suksess for de som faktisk deltok på tiltak  $m$ , dersom de i stedet hadde fått behandling  $l$ , dvs. ikke var på tiltaket. Dette er et kontrafaktisk utfall, som ikke er observerbart.

Vi må gjøre noen identifiserende forutsetninger for å løse dette fundamentale manglende data problemet. Strategien er å benytte en sammenligningsgruppe av andre personer for å lage en estimator for det kontrafaktiske utfallet.

## 3.2. Identifisering

### 3.2.1 Antagelsen om betinget uavhengighet

En ofte benyttet identifiserende antagelse for å lage en estimator for ligning (1) er betinget uavhengighets-antagelsen (for tilfellet med flere tiltak), forkortet CIA på engelsk. Antagelsen er at når både utvalget av personer i tiltaksgruppen og (den matchede) sammenligningsgruppen er kontrollert for et sett observerte forklaringsvariable, er ev. gjenværende uobserverte individforskjeller som påvirker både tiltaksdeltakelse

<sup>4</sup> De benytter en flervalgsmodell der individene kan "velge" mellom a) deltakelse i tiltaket som evalueres b) deltakelse i annet tiltak c) forlate ledighetsregisteret, alt som alternativ til d) være i ledighetsregisteret.

<sup>5</sup> Kvinge og Djuve (2006) analyserer effekten av arbeidsmarkedstiltak for ikke-vestlige innvandrere.

<sup>6</sup>  $E$  er forventningsoperatoren.

og suksesskriteriet ukorrelererte med hverandre. Sagt på en annen måte, kontrollert for et sett observerte forklaringsvariable  $X$ , er behandlingsindikatoren verdi  $m$  eller  $l$ , uavhengig av det potensielle suksessutfallet hvis personen hadde fått behandling  $l$ . Dette er uttrykt i ligning (2), der uavhengighet er her symbolisert med  $\perp$ :

$$(2) Y^l \perp S | X=x, S \in \{l, m\} \text{ for alle } x$$

I tillegg må vi forutsette at det finns tiltaksdeltakere og personer i sammenligningsgruppen for alle verdier av de observerbare variablene  $X$ , dvs. at alle har en sannsynlighet for å ha vært tiltaksdeltaker, betinget på forklaringsvariablene  $X$ , som ligger strengt mellom 0 og 1. Forutsetningen kan uttrykkes matematisk slik:

$$(3) 0 < P^j(x) < 1 \text{ holder for alle } x \text{ og for } j=m, l$$

Det uobserverbare kontrafaktiske utfallet kan da identifiseres ved:

$$(4) E(Y^l | S=m) = E_x[E(Y^l | S=m, X) | S=m] \\ = E_x[E(Y^l | S=l, X) | S=m],$$

der de innerste forventningene identifiseres pga. (2) og de ytre forventningene er betinget på fordelingen av  $X$  for deltakerne i tiltak  $m$ . Det siste belyser viktigheten av tilstrekkelig overlapp, ligning (3), i fordelingen av  $X$  mellom behandling  $m$  og  $l$  for å kunne justere for forskjeller i  $X$ .

Hvis (2) og (3) holder, så er effektmålet,  $\theta_0^{m,l}$ , i ligning (1) identifiserbar<sup>7</sup>, jamfør Lechner (2001). Effektmålet  $\theta_0^{m,l}$  blir imidlertid redefinert litt gjennom antagelsen i ligning (3) til å kun gjelde innenfor overlappområdet.

Ved å velge og revekke observasjoner med felles overlapp, er matchingmetoden i stand til å eliminere to av tre mulige kilder til skjevhet identifisert av Heckman, Ichimura og Todd (1997). Det er skjevhet pga. manglende overlapp av  $X$  mellom tiltaksdeltakerne og sammenligningsgruppen, og det er skjevhet pga. forskjeller mellom de to gruppene i fordelingen av  $X$  innenfor overlapp området. Ligning (2) forutsetter bort den tredje kilden til skjevhet grunnet uobservert seleksjon, kalt seleksjonsskjevhet. Empirisk sett fant imidlertid Heckman, Ichimura og Todd (1997) at seleksjonsskjevhet var av mindre viktig enn de to andre komponentene, selv om seleksjonsskjevhet kan være en betydelig andel av estimert tiltakseffekt.

Vi kan ikke teste om antagelsen (2) holder. Realismen i antagelsene avhenger av om vi har tilstrekkelig med

<sup>7</sup> Ligning (2) er den minst strenge versjonen av CIA, fordi vi krever at CIA kun holder for  $Y^l$ . Da identifiseres kun det ene kontrafaktiske utfallet,  $E(Y^l | S=m)$ , og dermed kun gjennomsnittseffekten at tiltaket for de som har gått på tiltaket.

observerbare forklaringsvariable. Vi mener at vi har nok informasjon til at antagelsen er troverdig. Dette er nærmere drøftet i kapittel 3.4.

### 3.2.2. Reduksjon av dimensjonene med beregnede behandlingssannsynligheter

Gitt antagelsene i (2) og (3) over følger det da også ifølge Lechner (2001) at

$$(5) Y^l \perp S | P^{l|ml}(X) = P^{l|ml}(x), S \in \{l, m\}$$

for  $\forall x \in \mathcal{X}$  og  $\forall j=m, l$ ,

$$\text{der } P^{l|ml}(x) = P(S=l | S \in \{l, m\}, X=x).$$

$P^{l|ml}$  er den betingete sannsynligheten for at en person får behandling  $l$  gitt at personen enten får behandling  $l$  eller behandling  $m$ . Hovedimplikasjonen av ligning (5) er at antall dimensjoner i matchingen kan reduseres også for flervalgsmodeller. Siden vi lager konsistente estimater for de marginale tiltakssannsynlighetene  $[P_N^0(X), P_N^1(X), P_N^2(X), P_N^3(X), P_N^4(X)]$  kan det være attraktivt å betinge samtidig på  $P^l(X)$  og  $P^m(X)$  i stedet for på  $P^{l|ml}(X)$ . Det vil også identifisere  $\theta_0^{m,l}$ , siden  $P^l(X)$  og  $P^m(X)$  sammen er "finere" enn  $P^{l|ml}(X)$ , ifølge Gerfin og Lechner (2002). Effekten av tiltak  $m$  sammenlignet med behandling  $l$  for de som deltok på tiltak  $m$  kan da, som er en direkte følge av CIA antagelsen og common supportkriteriet, skrives som:

$$(6) \theta_0^{m,l} = E(Y^m - Y^l | S=m) = E(Y^m | S=m) \\ - \frac{E}{P^m(X), P^l(X)} \{E[Y^l | P^m(X), P^l(X), S=l] | S=m\}$$

I andre ledd av ligning (6) er de identifiserende antagelsene over og ligning (5) anvendt for å representere forventet suksess på arbeidsmarkedet,  $Y$ , for en tilfeldig person i tiltaksgruppen dersom person i stedet ikke hadde deltatt, dvs.  $E(Y^l | S=m)$ .

Neste avsnitt presenterer matchingestimatoren for (6) som vi har benyttet.

### 3.3. En matching estimator

Gitt tiltakssannsynlighetene, eller konsistente estimater av dem, kan vi estimere de to leddene i ligning (6). I nyere evalueringsslitteratur er matchingestimatorer ofte brukt. Ideen med matching på propensity score er å estimere  $E(Y^l | S=m)$  ved å forme en sammenligningsgruppe som har samme fordelinger av de marginale tiltakssannsynlighetene  $P^l(X)$  og  $P^m(X)$  som gruppen av tiltaksdeltakere. Estimatoren for  $E(Y^l | S=m)$  blir da forventningen  $Y^l$  i den selekterte sammenligningsgruppen. Den eksakte matchingprotokollen vi har benyttet for estimering av  $\theta_0^{m,l}$ , bygger på Lechner (2001), og følger i tabell 3.1.

**Tabell 3.1. Matching protokoll for estimering av  $\theta_0^{ml}$  i hver av delpopulasjonene.**

Steg 1	Spesifiser og estimer multinomiske logit modeller for å framskaffe predikerte tiltaks sannsynligheter, $[\hat{P}_N^0(x), \hat{P}_N^1(x), \hat{P}_N^2(x), \hat{P}_N^3(x), \hat{P}_N^4(x)]$ .
Steg 2	Fjern enheter med manglende overlapp "common support": Slett alle observasjoner fra utvalget av deltakere med predikert sannsynlighet $\hat{P}^j(x)$ større enn den maksimale $\hat{P}^j(x)$ og mindre enn den minimale $\hat{P}^j(x)$ i sammenligningsgruppa. Tilsvarende slettes alle observasjoner fra sammenligningsgruppa med predikert sannsynlighet $\hat{P}^j(x)$ større enn den maksimale $\hat{P}^j(x)$ og mindre enn den minimale $\hat{P}^j(x)$ i utvalget av deltakere vi ser på. Dette gjøres for $j=0,1,2,3,4$ en av gangen.
Steg 3	Estimer respektive (kontrafaktiske) forventninger av suksessvariabelen Følgende steg utføres for en gitt $m$ og $l$ : (a) Velg en observasjon fra delutvalget av deltakere på tiltak $m$ uten tilbakelegging. (b) Finn den observasjonen i kontrollgruppen $l$ som er nærmest observasjonen i (a) i forhold til $[\hat{P}_N^m(x), \hat{P}_N^l(x)]$ . Nærhet baseres på Mahalanobis distanse, med den inverse kovariansmatrisen fra de to utvalgene samlet som vektor, jamfør Rubin (1979). Ikke fjern observasjonen, slik at den kan benyttes igjen. (c) Repeter (a) og (b) til det ikke er flere i delutvalget av deltakere på tiltak $m$ . (d) Beregn de kontrafaktiske forventningene til suksessvariabelen ved hjelp av utvalgsgjennomsnitt for de matchede sammenligningsgruppene laget i (c).
Steg 4	Gjenta steg 3 for kombinasjoner av $m$ og $l$ .
Steg 5	Beregn estimatene for $\theta_N^{ml}$ ved hjelp av resultatene fra steg 4 <sup>1</sup> .

Note: Steg 3-5 er foretatt i Stata versjon 9.1 med applikasjonen psmatch2.ado, programmert av forskerne Barbara Sianesi og Edvin Leuven.  
<sup>1</sup> Personer som begynte på tiltak 4. kvartal 2004 som fortsatt var på det samme tiltaket på evalueringstidspunktet november ett år senere er imidlertid holdt utenfor effektberegningene, sammen med deres matchede ikke-deltakere.

Matchingalgoritmen beskrevet i tabell 3.1 har den fordel at den er intuitiv. Den er imidlertid ikke asymptotisk effisient, fordi den ikke avveier skjevhet og varians. Matching algoritmen minimerer skjevhet.

Den multinomiske logitmodellen, som vi benytter i steg 1, er presentert i vedlegg A.1. Modelleringen i steg 1 skjer separat for åtte homogene undergrupper. Vi evaluerer fire grupper av tiltak hver for seg, slik at det til sammen blir 32 ulike tiltaksgrupper. For hver av de 32 gruppene dannes tiltaksgrupper og ulike masser av kontrollpersoner, der man har selektert bort de som ikke har propensity score som er felles for begge gruppene. Det gjøres i steg 2. Vi sammenligner en type sannsynlighet avgangen. Rekkefølgen<sup>8</sup> er ikke irrelevant, siden sammenligning av grenseverdiene for en sannsynlighet kan medføre at vi fjerner en observasjon, med den maksimale eller minimale verdien for en av de andre typene sannsynlighet, som i forkant er overlapp kontrollert. Selve matchingen er beskrevet i steg 3. I Raaum, Torp og Zhang (2002) ser de ikke på deltakelse i et spesifikt tiltak som utfall av et enkelt binært valg eller som en seleksjonsprosess med to gjensidig utelukkende utfall. Deltakere og ikke deltakere på det evaluerte arbeidsmarkedstiltaket

matches ved sannsynligheten for a) deltakelse i tiltaket som evalueres, b) deltakelse i andre tiltak, c) å forlate ledighetsregisteret, alt som alternativ til d) være i ledighetsregisteret. Forfatterne mener at matching av utvalget på to av disse sannsynlighetene gjør CIA mer plausibel. De senere årene er multinomisk propensity-score matching brukt en del i evalueringsslitteraturen.

### 3.3.1. Om variansberegningene for estimerte effektmål

#### Forutsetninger

For å utlede variansen til

$\hat{\theta}_N^{ml} = \hat{E}_N(Y^m - Y^l | S = m)$  antar vi at vektene og sannsynlighetene er konstante og at observasjonene er uavhengige. I tillegg antar vi at variansene til observert suksessvariabel er den samme for alle med lik behandling innenfor hver av de 8 delpopulasjonene, og at variansene ikke er avhengig av propensity scorene.

En estimator for den asymptotiske variansen til  $\hat{\theta}_N^{ml}$  foreslått av Lechner (2001) er da:

$$(7) \quad \widehat{Var}(\hat{\theta}_N^{ml}) = \frac{1}{N^m} \widehat{Var}(Y^m | S = m) + \frac{\sum_{i \in l} (\hat{w}^{m,l})^2}{(N^m)^2} \widehat{Var}(Y^l | S = l)$$

<sup>8</sup> Vi lar rekkefølgen variere med hvilken tiltaksgruppe vi analyserer. Sannsynligheten for å begynne på det tiltaket som evalueres kontrolleres for overlapp til slutt, mens sannsynligheten for ikke å delta på tiltak kontrolleres for overlapp nest sist.

der vekten  $\hat{w}^{m,l}$  er antall ganger kontroll observasjon i er matchet. Tilbakelegging gjør at  $\hat{w}^{m,l}$  kan være større enn 1, dermed inflateres også variansen. Under forutsetningene over benytter vi at

$$\widehat{Var}(Y^j | S = j) = \hat{a}_j(1 - \hat{a}_j), \text{ der } \hat{a}_j \text{ er andelen som}$$

kommer i jobb i utvalget i gruppe j. Innsettingen bygger på variansformelen for en binomisk fordeling (med et forsøk).

Ved aggregering på tvers av tiltaksgruppene reestimeres  $\hat{w}^{m,l}$  for å få en riktig inflatering av variansen. Årsaken er at samme person kan inngå i flere sammenligningsgrupper, og dermed potensielt matches mot personer som har gått på ulike tiltak.

I litteraturen på området er det få andre gode alternativer for estimering av variansen. Enkelte foreslåtte bootstrapping variansberegninger gir noe lignende resultater, jamfør Lechner (2002). I litteraturen er det ikke presentert noen generell formel som rettferdiggjør av bruk av slike bootstrapping-variensberegninger for matchingestimatorer, jamfør Abadie og Imbens (2006). De viser at bootstrapping-variensberegningene for matchingestimatorer ikke blir korrekte.

### 3.3.2. Aggregering av matchede par

Matchede par, der sammenligningsgruppen er ikke-deltakere, fra ulike undergrupper og fra ulike tiltaksgrupper, er også slått sammen på ulike nivå, slik at vi kan få estimert gjennomsnittlige tiltakseffekter for de som deltok, for grovere grupper og totalt. Hvert matchet par teller da like mye.

### 3.4. Plausibiliteten av matchingantagelsen for datamaterialet

Forutsetningen i matchingstudier om betinget uavhengighet(CIA) er ikke testbar. Vi vil derfor forsøke å sannsynliggjøre troverdigheten av antagelsen. Avgjørende for troverdigheten av vår forutsetning er at vi har rikelig tilgang med relevante forklaringsvariable som vi kan betinge på, så det er troverdig at gitt forklaringsvariablene, er individenes sjanser for å komme i arbeid ukorrelert med seleksjonen til arbeidsmarkedstiltakene.

Personens utdanningsnivå, tidligere arbeidserfaring og tidligere arbeidsledighetserfaringer er trolig viktige observerbare faktorer for å bestemme om et individ vil delta på tiltak og tiltakstype. Disse faktorene vil sannsynligvis også påvirke framtidig utfall på arbeidsmarkedet, Jamfør Larrson (2003). For at betinget uavhengighetsforutsetningen skal være plausibel bør derfor faktorene være med i beregningene av tiltakssannsynlighetene.

Andre tilgjengelige variable som ifølge litteraturen bør være med for å gjøre CIA troverdig er eksempelvis en indikator om personer har dagpengerrettigheter. Den påvirker også trolig insentivene for å delta på tiltak og

for å komme i jobb. Flere studier har med en slik variabel enten i propensity score beregningene eller via separate analyser for personer med og uten dagpengerrettigheter.

Indikatorer for det lokale arbeidsmarkedet er også viktig å ha med i matchingen. Dersom en tiltaksdeltaker fra en kommune med lav arbeidsledighet blir matchet med en ikke deltaker fra en kommune med svært høy arbeidsledighet, alt annet likt, så vil de likevel ha svært ulike forutsetninger for å komme i jobb året etter. Viktigheten av å unngå geografisk mismatch mellom tiltaksdeltakere og personer fra sammenligningsgruppen poengteres bl.a. i Heckman, LaLonde og Smith (1999). De påpeker også at detaljert inntektshistorikk også er viktig for at CIA er plausibel.

Sammenlignet med mange andre norske og utenlandske studier er våre data gode, slik at vi mener CIA-antagelsen vil være plausibel i vår studie. Vi tror at vi har tilstrekkelig med avgjørende informasjon til å rettferdiggjøre CIA-antagelsen.

Flere studier foretar separate analyser av enkelte undergrupper av populasjonen. Slike subgrupperinger kan være å skille mellom unge og voksne, personer med og uten dagpengerrettigheter, og mellom menn og kvinner. Dette vil gjøre undergruppene mer homogene enn totalen. Til gjengjeld blir det mange undergrupper å analysere separat. En av hovedinnvendingene mot Statistisk sentralbyrå sitt tidligere analyseopplegg var at vi analyserte for grove heterogene grupper samlet. Vi foretar derfor separate analyser for mer homogene undergrupper, kombinasjoner av kjønn, alder over/under 24 år og med/uten dagpenger september 2003.

*"Med rike data og god matchingprosedyre er det antatt at skjevhet knyttet til uobserverbar heterogenitet mellom deltakere og matchede ikke-deltakere vil være av mindre betydning"* sitat Raaum, Røed og Torp (2002).

### 3.5. Justering av metoden i forhold til fjorårets effektevaluering

Metoden i denne rapporten er modifisert litt i forhold til Hamre og Bråthen (2006) ved at vi også evaluerer effekten av jobbklubb. Jobbklubb er derfor et av de potensielle utfall i flervalgsmodellene som beregner tiltakssannsynligheter for både alle deltakere og arbeidsledige ikke deltakere. I tillegg er noe stønads-historikk inkludert som forklaringsvariabel for voksne i modellene over. Estimerte effekter av jobbklubb er omtalt i avsnitt 7.4, og modellberegningene er rapportert i vedlegg A.2.

## 4. Om dataene og design av studien

Datamaterialet er hentet fra administrative registre. Utvalget er trukket ut fra nye Arbeids- og velferdsetaten<sup>9</sup> sitt registre over personer registrert helt ledig og på arbeidsmarkedstiltak (Arena-registeret). Fra disse filene er også ulike kjennetegn om personen hentet ut. De er brukt til å beskrive arbeidsmarkedet regionalt, og for å danne ledighets- og tiltakshistorikk. Arbeids- og velferdsetaten sitt arbeidstakerregister med kobling til Skattedirektoratets lønns- og trekkoppgaveregisteret (LTO) er brukt for å danne suksesskriteriet, i arbeid første uka i november 2005. Arbeids- og velferdsetaten sitt Arena-register og fødselspenge-register benyttes for å konsistensbehandle suksesskriteriet. Utdanningsregisteret og en fødelandsfil til Statistisk sentralbyrå er brukt for å gi informasjon om personen som også kan være relevant for tiltaks- og jobbsannsynlighetene. Ligningsregisteret til Skattedirektoratet og Arbeids- og velferdsetaten sitt register over pensjonspoeng og grunn- og hjelpestønad skaffer analysen informasjon om inntekt, yrkeserfaring og stønadserfaring. I tillegg bruker vi informasjon fra personregisteret til Skattedirektoratet.

I dette kapittelet vil vi redegjøre for populasjonsavgrensning, inndeling i tiltaks- og sammenligningsgrupper, og definere og beskrive variablene som inngår i analysen.

### 4.1. Felles populasjonsavgrensning

Populasjonen er avgrenset til personer registrert helt ledig ved utgangen av september 2004 i Arena-registeret, og som i tillegg har den hatt statusen i minst 15 dager<sup>10</sup>. Populasjonen avgrenses videre til personer i alderen<sup>11</sup> 16 til 54 år som er bosatte ifølge personregisteret ved utgangen av november samme år. Vi har valgt en øvre aldersgrense for ikke å få med en gruppe personer der en relativt stor andel forlater arbeidsmarkedet og går over på tidligpensjon eller uføretrygd. Disse vil kunne forstyrre resultatene i analysen. Vi tar kun med personer i Arena-registeret utgangen av september 2004 som enten er registrert

med dagpenger eller uten dagpenger<sup>12</sup>, fordi dette er en viktig stratifiseringsvariabel. I tillegg ekskluderer vi personer som har vært på atføringstiltak eller tiltak for yrkeshemmede i perioden 1998 til og med 4. kvartal 2004.

### 4.2. Tiltaksdeltakere

Fra populasjonen over definerer vi tiltaksgruppen som de personene som i løpet av fjerde kvartal 2004 begynte på: 1) lønnstilskudd, 2) arbeidspraksis 3) arbeidsmarkedsopplæring utenom jobbklubb eller 4) jobbklubb. Tiltaksgruppene er med andre ord *innstrømningen* fra registrert arbeidsledighet til tiltakene i fjerde kvartal.

Personer som begynte på tiltak 4. kvartal 2004 som fortsatt var på det samme tiltaket på evaluerings-tidspunktet november ett år senere blir holdt utenfor effektberegningene<sup>13</sup>, sammen med deres matchede ikke-deltakere.

### Om tiltakene

Nedenfor følger en gruppering av tiltakene rettet mot ordinære arbeidssøkere, som Arbeids- og velferdsetaten benytter.

*Lønnstilskudd* kan i en begrenset periode gis til arbeidsgivere som ansetter arbeidssøkere som har særlige problemer med å komme inn på arbeidsmarkedet på ordinære lønns- og arbeidsvilkår med sikte på varig arbeidsforhold. Maksimalt lønnstilskudd svarer til 50 prosent av lønnen i 18 måneder. Det gis i form av prosentvis lønnsrefusjon i en *begrenset del av ansettelsestiden*, for å kompensere for arbeidstakerens lavere produktivitet i denne perioden.

*Arbeidspraksis* skal bidra til å prøve ut og styrke arbeidssøkernes muligheter på arbeidsmarkedet og styrke deltakernes muligheter til å komme i arbeid eller

<sup>9</sup> Aetat og Trygdeetaten før 1. juli 2006.

<sup>10</sup> En dag lenger enn perioden meldekortet til Aetat gjaldt for.

<sup>11</sup> Alder er regnet i fylte år ved utgangen av året.

<sup>12</sup> Kriteriet ekskluderer svært få personer.

<sup>13</sup> Disse deltakerne blir imidlertid matchet på vanlig måte, slik at de og deres matchede ikke-deltakere kan inkluderes i effektberegninger etter to år.



utdanning. Arbeidspraksis foregår i ordinær eller i skjermet virksomhet i form av tilrettelagt arbeidstrening med oppfølging.

*Arbeidsmarkedsopplæring* (AMO) skal bidra til at arbeidssøkere kvalifiseres til ledige jobber. Tiltaket kan også brukes for å hindre utstøting av arbeidstakere som står i fare for å falle ut av arbeidslivet. Opplæring og oppfølging i jobbklubber mv. faller inn under dette tiltaket. Deltakere på opplæringstiltak skal være over 19 år. Varighet av opplæringstiltakene er inntil 10 måneder.

Jobbklubbenes klare mål er å understøtte arbeidssøkernes i sitt arbeid med å skaffe seg jobb, og strukturen er læring og deretter praktisering. Deltakelse i *jobbklubb* skal kvalifisere arbeidssøkerne til å kunne orientere seg på arbeidsmarkedet og til å være aktive jobbsøkere.

Målsettingen for analysen er at den skal være så bred som mulig, dvs. dekke flest mulig ordinære tiltak. Vi tar utgangspunkt grupperingen ovenfor. Tabellen i kapittel 5.2 viser at lønnstilskudd, arbeidspraksis og arbeidsmarkedsopplæring utgjør majoritetene av tiltakene. Jobbklubb er kortvarige tiltak som skiller seg fra andre AMO kurs. De vil derfor bli skilt ut og analysert som en egen gruppe tiltak.

Deltakelse i *jobbklubb* skal kvalifisere arbeidssøkerne til å kunne orientere seg på arbeidsmarkedet og til å være aktive jobbsøkere.

Statistisk sentralbyrå sin analyse vil omfatte lønnstilskudd, arbeidspraksis og arbeidsmarkedsopplæring (unntatt jobbklubb) og jobbklubb.

### **Om suksess av lønnstilskudd**

Vi konsistensbehandler suksessvariabelen vår mot Arbeids- og velferdsetaten sitt register slik at vi ikke teller de har lønnstilskudd på evalueringstidspunktet som suksess. Personer som begynte med lønnstilskudd 4. kvartal 2004 og som fortsatt hadde det samme lønnstilskuddet på evalueringstidspunktet er holdt utenfor effektberegningene, i og med tiltaket ikke er ferdig og effekten pr. definisjon ville gitt seg selv. Deltakerne på lønnstilskudd siste 2 år hadde en gjennomsnittlig varighet på 5 måneder blant arbeidssøkere som sluttet å melde seg ved Aetat høsten 2002, ifølge Reiersen (2004). Ansettelsesforholdet skal som hovedregel vare lenger enn lønnstilskuddet. For å få fram mer varige sysselsettingseffekter av lønnstilskudd kan det være mer riktig å måle effekten av lønnstilskudd etter f. eks. 2 år slik at en er sikker på at forpliktelsene ovenfor Arbeids- og velferdsetaten er oppfylt.

### **4.3. Ikke-deltakere**

Massen av ikke-deltakere fjerde kvartal 2004 defineres videre ut fra den felles avgrensede populasjonen over til å være personene registrert helt ledige ved utgangen av oktober og november som ikke var på tiltak i desember. I effektanalysen matches deltakerne med ikke-deltakere fra denne massen (etter det er justert for felles overlapp beregnede behandlingssannsynligheter).

Vi krever i tillegg, som for tiltaksgruppene, at personene er registrert bosatt, i alderen 16-54 år, at de i Arenaregisteret ved utgangen av september 2004 var registrert helt ledig med minst 15 dager i statuskoden, at ytelsesstatusen enten er dagpenger eller ikke dagpenger. Dessuten krever vi at de ikke har vært på atføringstiltak eller tiltak for yrkeshemmede i perioden 1998 til og med 4. kvartal 2004.

### **4.4. Avsluttede vs. påbegynte tiltak**

#### **Ev. designeffekter, problematisering av konsekvensene for effektmålene**

Tiltaksdeltakere og ikke-deltakere er ikke entydig definerte grupper, og hvordan de settes sammen kan ha betydning for resultatene av effektanalysene (sample design effects).

Vi har valgt å måle effekten av påbegynte tiltak i fjerde kvartal for de som deltok. Videre avgrensner vi massen av ikke-deltakere slik at de kan søke og ev. starte på jobb i det minste i deler av perioden som deltakerne er på tiltak. Massen av ikke-deltakere er *beholdningen* av helt ledige i september 2004, som også var helt ledig i oktober og november, og som ikke deltok på arbeidsmarkedstiltak i desember.

I Statistisk sentralbyrå sine tidlige effektevalueringer forsøkte vi å måle effekten av avsluttede tiltak. Da avgrenset vi sammenligningsgruppen til personer som var helt ledig i siste måned deltakerne var på tiltak. Helt ledige som også fikk jobb i perioden tiltakene varte, ble dermed utelukket fra sammenligningsgruppen. På denne måten ble sammenligningsgruppen trolig negativt selektert. Det kan igjen ha ført til at vi overvurderte effekten av tiltakene.

Personer som eventuelt avbrøt tiltak under veis kom også med i strømmen ut av tiltak som ble analysert. En del av de som avbryter tiltak under veis gjør trolig det fordi de får jobb. Dersom denne årsaken til avbrudd er overrepresentert, kan tiltaksgruppen bli positivt selektert.

Når en analyserer effekten av beholdningen av tiltak en måned kontra strømmen ut fra tiltak, vil personene på tiltak ha startet på svært ulike tidspunkt. For tiltaksdeltakerne er det vanlig å bruke starten av tiltaket, som sluttdatoen for perioden som bakgrunnsvariable måles

for. Konstruksjon av en sentral bakgrunnsvariabel, som varighet av til da siste ledighetsperiode, blir da ikke enkel å lage for en representativ sammenligningsgruppe. Før matchingen med de enkelte tiltaksdel-takere har skjedd, inneholder ikke datamaterialet for sammenligningsgruppen en slik sammenlignbar "stoppdato" for når perioden bakgrunnsvariable skal måles til. Ved evaluering av innstrømning til tiltak en kort periode, har alle startet på tiltak omtrent samtidig, slik at vi også på en enkel måte har en omtrentlig "stoppdato" for når *bakgrunnsvariabelen* "siste ledighetsperiodes lengde" for sammenligningsgruppen skal måles til.

Strømmen (inn eller ut) på et gitt tidspunkt eller innenfor en kort periode av arbeidsledige arbeidssøkere vil være svært forskjellig fra beholdningen av arbeidsledige arbeidssøkere på samme tidspunkt. Gjennomsnittlig varighet av en fullført ledighetsperiode vil generelt være lenger for beholdningen av arbeidsledige arbeidssøkere enn for de som strømmer inn eller ut av ledighet. Uobserverte kjennetegn som er korrelert med varighet av ledighetsperioden, kan være ulikt fordelt i en strømnings- og en beholdningspopulasjon av arbeidsledige. Bruk av samme type populasjon kan være en fordel for å redusere evt. Problemer med uobserverbar heterogenitet. Ved sammenlikning av strøm inn på tiltak og beholdning av helt ledige, kontrollert for ledighetens varighet<sup>14</sup>, vil det kunne være uobserverte forskjeller som kan påvirke de estimerte tiltakseffektene, jamfør Røed, Torp, Tuveng og Zhang (2000).

Vi har målt varighet av den til da "siste" ledighetsperioden for tiltaks- og sammenligningsgruppen fram til tidspunktet som avgrensner begge populasjonene, helt ledige ved utgangen av september<sup>15</sup>. Når vi skal forklare hva som bestemmer tiltaksdeltakelse i fjerde kvartal er det viktig at forklaringsvariablene er målt forut for det som det skal forklare. I motsatt fall kan det tenkes at det som er årsak og det som er virkning blir snudd på hode.

Det er liten kunnskap om hvilken betydning valget mellom en innstrømning-beholdning design har for effektevalueringen sett i forhold til design der begge populasjonene er beholdninger, jamfør Røed, Torp, Tuveng og Zhang (2000).

I Hardoy (2000) foretas en analyse av tiltak for ungdom. En av konklusjonene var at estimert sysselsettingseffekt av AMO-kurs er positiv, men ikke signifikant. I studien gjennomføres også effektanalyser for seks andre avgrensninger av tiltaks- og sammenligningsgruppene for å se hvordan det påvirker

effektestimaterne. Eventuelle forskjeller kunne tolkes som designeffekter. Estimert effekt av AMO-kurs ble da i varierende grad negative, få er riktignok signifikante.

Det er ingen universell og perfekt måte å konstruere de kontrafaktiske utfall på, se for eksempel Heckman, LaLonde og Smith (1999). Oppfatningen blant mange forskere er at en ikke bør legge avgjørende vekt på enkeltstående evalueringresultater, men i stedet trekke på erfaringer fra den store mengden av studier, jamfør oppsummeringsartikkelen til Raaum, Røed og Torp (2002). En kan da finne resultater som går igjen i mange studier på tvers av datakilder, metode og land. Slike robuste resultater er det større grunn til å tro at reflekterer kausale effekter, i og med at seleksjonseffektene vil variere med metode, benyttede data og institusjonelle forhold.

#### *Tiltaksavbrudd og senere start på tiltak*

Vi fokuserer på effekten av påbegynte tiltak for de som har deltatt, i den forstand at de er registrert som deltaker på tiltaket ved utgangen av minst en av kvartalets måneder. Vi siler ikke vekk personer som ev. avbryter tiltak under veis. Tiltaksavbrudd kan skyldes at personen har kommet i jobb. Ved ikke å fjerne personer som har avbrutt tiltak under veis, kan det forstyrre effekten av gjennomførte tiltak på jobbsjansen. Fjerner vi de som avbryter tiltak under veis får vi en selektert tiltaksgruppe, som vil være negativt selektert, dersom tiltaksavbruddene i større grad skyldes at personene har kommet i jobb enn andre årsaker.

Vi har ikke fjernet personer fra sammenligningsgruppa som deltar på tiltak i 2005. De som deltar på lønns-tilskudd på evalueringstidspunktet er imidlertid kodet som ikke suksess, siden det er ordinær sysselsetting som er det endelige målet med tiltaket. Personer som begynte på tiltak 4. kvartal 2004 som fortsatt var på det samme tiltaket på evalueringstidspunktet i november ett år senere er imidlertid holdt utenfor effektberegningene, sammen med deres matchede ikke-deltakere. Dette gjelder svært få personer. Ved måling av effekten etter to år vil de bli inkludert i beregningene.

I Hardoy (2000) foretas en analyse av tiltak for ungdom, der personer i tiltaks- og sammenligningsgruppene som starter mindre enn 12 måneder før evalueringstidspunktet tas ut, for å unngå at estimert sysselsettingseffekt av tiltakene som evalueres motvirkes eller forsterkes av at personer i sammenligningsgruppa også har deltatt på tiltakene. Det som kalles "forurensningsskjevhet" unngås dermed. I hennes studie gir en slik populasjonsavgrensning større effekt av tiltakene enn dersom begrensningene av utvalgene ikke hadde vært gjort.

<sup>14</sup> For tiltaksgruppa målt ved ledighet som avsluttes med en overgang til tiltak, og for sammenligningsgruppa målt ved varighet av pågående ledighet.

<sup>15</sup> Mer presist blir da variabelens navn "varighet av bruttoledighetsperioden fram til september 2004".

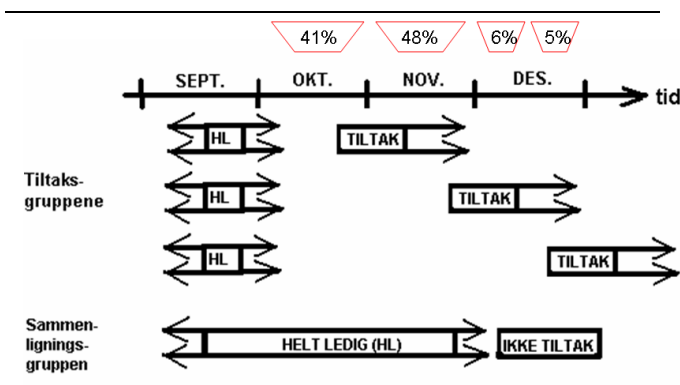
#### 4.5. Om sampling av ikke-deltakerne som deltakerne matches mot

Det er ikke opplagt hvordan tiltaks- og sammenligningsgruppen bør avgrenses. Deltakere starter på tiltak til ulik tid. Gitt at en ønsker å analysere påbegynte tiltak en periode, kunne en måte ha vært å finne en slags tvilling (som best representerer utfallet dersom deltakeren ikke deltok) fra en masse av ikke-deltakere som har vært helt ledig til og med den datoen deltakeren begynte på tiltak.

På den annen side vil personer som får positivt svar både på jobbsøknad og søknad om tiltaksdeltakelse trolig ofte takke nei til tiltaket fordi en jobb venter i nær framtid. Dermed vil de som har fått tilbud om tiltak havne i massen som sammenligningsgruppa trekkes fra. Hvis disse personene skiller seg ut fra andre deltakere med hensyn til uobserverte kjennetegn også av betydning for suksessvariabelen, vil dette kunne føre til en seleksjonsskjevhet. Gitt våre observerte kjennetegn, vil de som kommer raskt i jobb trolig ha mer positive uobserverte egenskaper for arbeidslivet enn gjennomsnittet, slik at dette kan gjøre massen sammenligningsgruppa trekkes fra positivt selektert. Vårt datagrunnlag inneholder ikke informasjon om hvem som har fått tilbud om tiltaksplass eller omfanget av fenomenet som er eksemplifisert. Ved å betinge at massen sammenligningsgruppa trekkes fra er helt ledig minst en tid etter tiltaksstart, vil slike personer kunne bli utelukket fra massen. På den annen side vil en strengere ledighetsbetingelse for ikke-deltakerne generelt påvirke hvem som kommer med i massen uavhengig om de har fått tilbud om tiltaksplass.

I vår avgrensning av massen av ikke-deltakere har vi ikke tatt hensyn til nøyaktige startdatoer for tiltak i avgrensningen av tiltaksgruppen og massen av ikke-deltakere, jmfør 4.3. Ulempen ved dette er at ledighetsbetingelsen til massen som sammenligningsgruppen trekkes fra ligger fast mens det for tiltaksdeltakerne varierer med tiltaksstart. Samplingsdesignen er forsøkt illustrert i figur 4.1.

Figur 4.1. Illustrasjon av sampledesign og fordeling av tiltaksstart i 4. kvartal 2004



De fleste som starter på tiltak i 4. kvartal 2004 starter i løpet av oktober og november, hhv. 41 og 48 prosent. Kun rundt 11 prosent av påbegynte tiltak i fjerde kvartal starter i løpet av desember. Blant disse igjen startet over halvparten før 7. desember. Ut i fra denne tiltaksfordelingen mener vi avgrensningen i kapittel 4.3 er mer naturlig enn en mer restriktiv eller mindre restriktiv ledighetsbetingelse for massen av ikke-deltakere. Ledighetsbetingelsen er for de aller fleste ikke for lite restriktiv i det minste. Dermed blir sammenligningsgruppen sannsynligvis heller ikke positivt selektert, som kunne ha ført til undervurdering av tiltakseffektene.

#### To alternative avgrensninger av ikke-deltakerne

Hamre og Bråthen (2006) så også på to alternative avgrensninger av massen av ikke-deltakere, og hvordan det påvirket beregningene. I det ene alternativet ble tiltaksdeltakerne som startet 4. kvartal 2003 sammenlignet med personer som var helt ledig ved utgangen av september og som ikke startet på tiltak i 4. kvartal. Avgrensningen medførte 4 prosentpoengs estimert negativ effekt på andelen arbeidstakere etter et år av opplæringstiltakene (unntatt jobbkubb) for de som deltok sett i forhold til om de ikke deltok. Den avgrensningen ble sannsynligvis for lite restriktivt, i og med at de aller fleste deltakerne er helt ledig fra utgangen av september og til tiltaksstart i løpet av 4. kvartal. Dermed kontrolleres ikke godt nok for ledighet i fjerde kvartal. Sammenligningsgruppen ble da positivt selektert. Kun de som startet på tiltak helt i begynnelsen av kvartalet matches da med en ikke-deltaker fra en masse med betinget ledighet fram til omtrent det tidspunktet tiltakene starter. Enkelte personer som startet på tiltak sendt i kvartalet kan risikere å bli matchet med ikke-deltakere som er kommet i arbeid før tiltaket startet.

Et annet alternativ Hamre og Bråthen (2006) undersøkte var å avgrense av massen som sammenligningsgruppen trekkes fra til personer som er helt ledig i hele 4. kvartal. Avgrensningen medførte 3 prosentpoengs estimert positiv effekt på andelen arbeidstakere etter et år av opplæringstiltakene (unntatt jobbkubb) for de som deltok sett i forhold til om de ikke deltok. Det er kanskje en litt for streng ledighetsbetingelse igjen. Kun de svært få deltakerne som startet på tiltak sendt i desember er sikret å bli matchet med ikke-deltakere som har vært omtrent like lenge ledig i fjerde kvartal.

Effektestimaterne er sensitive overfor kravet til betinget ledighet til personene i massen som sammenligningsgruppen trekkes fra. Samplingsmetoden er av avgjørende betydning for konklusjonene. Jo lenger vi betinger massen av ikke-deltakere skal være helt ledig desto sterkere blir beregnet effekt. Resultatene bør derfor tolkes med forsiktighet. Det finns ingen fasitsvar på hva som er den ideelle samplingsprosedyre. Videre

utredning av samplingsprosedyrer og metode med utgangspunkt i tilgjengelige data anbefales imidlertid.

#### 4.6. Variabelbeskrivelse

##### 4.6.1. Suksessindikator

Arbeidstakerregisteret og lønns- og trekkoppgaverregisteret (LTO) er hoveddatakildene for suksesskriteriet. Personer med registrert med aktive arbeidstakerforhold første uka i november 2004 i Arbeidstakerregisteret med tilkoblet kontantlønn<sup>16</sup> fra LTO for 2004 definerer vi her som *i arbeid*. Det er vårt suksesskriterium. Informasjonen er konsistensbehandlet mot Arena- og fødselspengeregisteret etter samme kriterier som i Statistisk sentralbyrå sin registerbaserte sysselsettingsstatistikk.

Hvis opplysning om lønn mangler fra Lønns- og trekkoppgaverregisteret, betyr det at arbeidsforholdet ikke godtas som aktivt og dermed ikke som suksess i vår analyse. Årsaken er at arbeidsforholdet sannsynligvis ikke er reelt, og at arbeidsgiver har glemt å sende utmelding til Arbeidstakerregisteret i tide. Konsistensbehandlingen mot fødselspengeregisteret sikrer at personer utmeldt av arbeidstakerregisteret grunnet (lønnet) fødselspermisjon som går inn i første uka i november 2004 blir regnet som sysselsatt. Konsistensbehandling mot arenaregisteret sikrer at personen ikke er registrert i arbeid og som arbeidsledig samtidig. Ved motstridende registerinformasjon stoler vi på den nyeste opplysningene. I tillegg omkoder vi evt. Arbeidstakerforhold for personer på lønnstilskudd i november 2004 slik at de i vår analyse ikke regnes som suksess. Grunnen til dette er at vi ønsker å se på effekten at tiltakene på ordinær sysselsetting.

Suksesskriteriet vårt dekker ikke svært små og kortvarige jobber som ikke er meldepliktig<sup>17</sup> til arbeidstakerregisteret. LTO registeret fanger opp mange slike små lønnsforhold, men dateringene i registeret er svært mangelfulle. LTO registeret alene er derfor ikke inkludert i suksesskriteriet. Suksesskriteriet vårt dekker heller ikke selvstendig næringsdrivende, fordi lignings- eller selvangivelsesregisteret for det året vi måler suksess ikke er tilgjengelig når evalueringen gjennomføres. Kort produksjonstid og aktualitet for analysen er vektlagt mer. Dette medfører at andelen i arbeid i både tiltaks- og sammenligningsgruppen blir lavere enn dersom kilden hadde vært lønnstakerdefinisjonen i registerbasert sysselsettingsstatistikk. I lønnstaker-

definisjonen i registerbasert sysselsettingsstatistikk er også arbeidstakerforhold uten kobling til LTO inkludert, i tillegg til at en del med kontantlønn fra LTO uten kobling til arbeidstakerregisteret. Dessuten er personer på lønnstilskudd inkludert. Mangelfulle dateringer for kontantlønnforhold fra LTO uten kobling til arbeidstakerregisteret er en vesentlig årsak til at lønnstakerdefinisjonen i registerbasert sysselsettingsstatistikk ikke er valgt til suksesskriteriet.

##### 4.6.2. Tiltaksindikatoren

Tiltaksindikatoren indikerer om personen i løpet av fjerde kvartal 2004 begynte på et ordinært tiltak i en av gruppene under: 1) lønnstilskudd, 2) arbeidspraksis 3) opplæring, utenom jobbklubb 4) jobbklubb. Indikatorens siste verdi er sammenligningsgruppen av personer som ikke var på arbeidsmarkedstiltak i fjerde kvartal 2004. Dersom en person begynner på flere tiltak i løpet av kvartalet regner vi det første som tellende for tiltaksindikatoren. Tiltaksindikatoren er den avhengige variabelen i de multinomiske logit modellene omtalt i kapittel 3.3 og vedlegg A. Andre arbeidsmarkedstiltak er ikke med i denne analysen.

##### 4.6.3. Stratavariabel

I effektanalysen deler vi populasjonen inn i åtte undergrupper, ut ifra alder, kjønn og dagpengerrettigheter, for å få mest mulig homogene grupper å analysere. Undergruppene er:

1. Unge, menn, med dagpenger
2. Unge, menn, uten dagpenger
3. Unge, kvinner, med dagpenger
4. Unge, kvinner, uten dagpenger
5. Voksne, menn, med dagpenger
6. Voksne, menn, uten dagpenger
7. Voksne, kvinner, med dagpenger
8. Voksne, kvinner, uten dagpenger

Her er unge definert som personer i alderen 16 til 24 år, og voksne definert som personer i alderen 25 til 54 år. Alder og kjønn er kodet ut i fra personregisteret ved utgangen av november 2004. Med og uten dagpenger er kodet ut fra ytelsesstatus fra Arena-registeret ved utgangen av september 2004.

Stratifisert analyse tillater ikke matching på tvers av de 8 strataene, slik at matchingen blir perfekt for kjønn, voksen/ung og dagpengerrettigheter. Videre betyr stratifisert analyse, at alle de andre forklaringsvariablene tillates på påvirke tiltakssannsynlighetene for hver av de 8 undergruppene ulikt.

Om vi ønsker å måle effekten av å ha gått på et av tiltakene i en tiltaksgruppe sett i forhold til fravær av tiltak bør en analysere tiltaksgruppen separat for homogene undergrupper, i og med at seleksjonsprosessen til ulike typer tiltak kan være forskjellig. Årsaken er at individer i ulike undergrupper kan i gjennomsnitt ha forskjellige motiver for å velge de

<sup>16</sup> Kontantlønn er den betaling til lønnstakere for arbeidsinnsats i innenlandsk produksjonsaktivitet som ikke regnes som natural-lønnen. Kontantlønn inkluderer overtidsgodtgjørelse, og lønn under sykdom og fødselspermisjon betalt av arbeidsgiver. (Naturallønnen består av varer og tjenester, eller andre fordeler, som stilles til rådighet gratis eller til redusert pris for lønnstakere, og som kan benyttes til eget bruk, for eksempel verdien av fri bil, rentefordel ved lån i arbeidsforhold).

<sup>17</sup> Jobber med forventet varighet mer enn 6 dager og gjennomsnittlig arbeidstid per uke på mer enn 4 timer er meldepliktig til arbeidstakerregisteret.

enkelte tiltak, og fordi saksbehandlerne på arbeidskontorene kan vurdere ulike undergrupper forskjellig. Bakgrunnen for bruk av undergruppene er for det første at de bakenforliggende effektene av de observerbare forklaringsvariable kan være forskjellig for ulike undergrupper. Dessuten fanger estimerte effekter av observerbare forklaringsvariable også opp evt. uobserverbare variable av betydning for tiltaksdel-takelse dersom er korrelert de observerbare forklaringsvariablene. De ovennevnte korrelasjonene kan være forskjellig for ungdom/voksne, menn/kvinner og for personer med/uten dagpengerettigheter. Det er grunn til å tro at sannsynligheten for å komme på tiltak er korrelert med egenskaper som har betydning for senere jobbsannsynlighet.

#### 4.6.4. Forklaringsvariable

I dette avsnittet beskriver vi variablene som blir brukt i modellene til å forklare seleksjonen til tiltak fjerde kvartal 2003, jamfør vedlegg A.

#### Demografiske karakteristika

Informasjon om alder, kjønn, sivilstatus og bostedskommune er hentet fra det sentrale personregisteret ved utgangen av november 2004. Variablene er tatt med fordi individuelle trekk ved personen kan ha betydning for tiltaks- og jobbsannsynligheten.

I vår analyse inngår *kjønn* kun via stratifiseringsvariablen. Vi estimerer derfor effekten av alle forklaringsvariablene under for menn og kvinner hver for seg, slik at estimatene kan generelt bli forskjellig.

*Alder*, er regnet i fylte år ved utgangen av 2004. I strataene for personer 16-24 år benyttes en binær-variabel som indikerer om personene er i aldersgruppen 16-19 år. Referansegruppen blir da personene i aldersgruppen 20-24 år.

I strataene for personer 25-54 år benyttes fem binær-variabel som indikerer om personene er i aldersgruppene 25-30 år, 31-35 år, 36-40 år 46-50 år og 51-54 år. Referansegruppen blir da personene i aldersgruppen 40-46 år.

*Gift*, er kodet fra sivilstatus i personregisteret (binærvariabel, ja=1).

#### Ikke-vestlig førstegenerasjonsinnvandrere

Opplysningen er hentet fra Statistisk sentralbyrås fødelandsfil ved utgangen av 2004, der personer født i utlandet av utenlandsfødte foreldre defineres som førstegenerasjonsinnvandrere. I vår analyse har vi med en binærvariabel for om personen er ikke-vestlig førstegenerasjonsinnvandrer, der ikke-vestlige land regnes som Øst-Europa, Asia, Tyrkia, Afrika og Sør- og Mellom-Amerika. Innvandrere har generelt større problemer på arbeidsmarkedet enn personer uten innvandrerbakgrunn (se bl.a. SA 66). Vi forventer at

innvandrere fra ikke-vestlige land har lavere jobbsannsynlighet i forhold til andre. Innvandrere er en prioritert gruppe i arbeidsmarkedspolitikken, slik at vi forventer at variabelen har positiv effekt på enkelte av sannsynlighetene for å komme med på tiltak.

#### Landsdel

*Landsdel* er et nivå mellom fylke og hele landet, og er kodet ut fra bostedskommune. Standard inndeling i landsdeler, ifølge NOS C513, er: 1) Oslo og Akershus, 2) Hedmark og Oppland, 3) Sør-Østlandet, 4) Agder og Rogaland, 5) Vestlandet, 6) Trøndelag, 7) Nord-Norge. Vi bruker landsdelen Oslo og Akershus er referanseverdi.

#### Sentralitet

Med *sentralitet* menes en kommunes geografiske beliggenhet i forhold til et senter hvor det finnes funksjoner av høy orden (sentrale funksjoner). De sentrale funksjoner lokaliseres først og fremst til tettsteder, og tettstedene deles inn i tre grupper etter folketall og tilbud av funksjoner. Sentralitet inngår som et av kriteriene i Statistisk sentralbyrås Standard for kommunklassifisering, jamfør NOS C513. Det er fire hovednivåer for sentralitet, kodet 3-0, alt etter reisetid fra de forskjellige sentertypene. De fire hovednivåer er: 0) Minst sentrale kommuner, 1) Mindre sentrale kommuner, 2) Noe sentrale kommuner, 3) Sentrale kommuner. Vi har kodet sentralitet ut fra bostedskommune i personregisteret, og verdi 3 er referanseverdien i vår analyse.

#### Yrkesbakgrunn

gir informasjon om *yrkesfelt* på siste jobb hentet fra arenaregisteret ved utgangen av september 2004. Standard inndeling i yrkesfelt er ifølge NOS C 521:

1. Administrative ledere og politikere
2. Akademiske yrker
3. Yrker med kortere høyskole- og universitetsutdanning og teknikere
4. Kontor- og kundeserviceyrker
5. Salgs-, service- og omsorgsykker
6. Yrker innen jordbruk, skogbruk og fiske
7. Håndverkere o.l.
8. Prosess- og maskinoperatører, transportarbeidere mv.
9. Yrker uten krav til utdanning
10. Militære yrker og uoppgitt

I denne analysen benytter vi 9 binærvariable for yrkesfelt. Referanseverdien er nr. 5.

*Barn under 3 år i familien*. er konstruert ut i fra Statistisk sentralbyrås familiefiler ved utgangen av 2004, som også inkluderer samboere med felles barn. Vi benytter en binærvariabel lik 1 dersom ja, 0 ellers. For barn under 3 år er barnehagedekningen noe lavere, og en del ønsker å ikke ha barn så tidlig i barnehage. Dette kan påvirke foreldrenes tilpasning på arbeidsmarkedet.

*Barn 3 til 17 år i familien*, er konstruert ut i fra Statistisk sentralbyrås familiefiler ved utgangen av 2004. Vi benytter en binærvariabel lik 1 dersom ja, 0 ellers. Familier med barn i alderen 3 til 17 år kan være mindre mobile på arbeidsmarkedet enn familier uten barn eller enslige.

### Utdanning

*Høyeste fullførte utdanningsnivå.* Kilden er Statistisk sentralbyrås utdanningsregisteret pr. 1. oktober 2004. Vi bruker nivåene: 0-2 obligatorisk utdanning (el. lavere), 3 videregående, grunnutdanning, 4 videregående, avsluttende utdanning, 5 påbygging til videregående, 6 universitet/høgskole, lavere nivå, 7-8 universitet /høgskole, høyere nivå og forskerutdanning, 9 uoppgitt. Verdien henspiller på 1. siffer i NUS-koden, jamfør NOS C617. For undergruppene med personer 25 til 54 år benytter vi binærvariable for følgende grupperinger av nivåene: 0-2, 3, 5, 6, 7-8, 9. Verdien 4 er da referanseverdier. For undergruppene med personer 16 til 24 år benytter vi binærvariable for følgende grupperinger av nivåene: 0-2, 3, 6-8, 9. Verdien 4 og 5 er da referanseverdier.

*I utdanning pr. 1. oktober 2003* Vi har med en egen binærvariabel for dette. Kilden er Statistisk sentralbyrås utdanningsregister over igangværende utdanning.

*Foreldrenes høyeste utdanningsnivå.* Vi benytter to binærvariable, som indikerer høyeste utdanningsnivå til den av foreldrene med lengst utdanning: 3-5 mellomlang utdanning, og 6-8 høy utdanning. Da blir 0-2 obligatorisk utdanning el. lavere referanseverdiene. Disse to variablene benyttes kun for undergruppene med personer 16 til 24 år. For de voksne er variablene droppet fordi denne informasjonen er mye uoppgitt.

### Ledighets- og tiltakserfaring

*Lengden på "siste arbeidsledighetsperiode fram til september 2004"*

Kilden er Arena-registeret, og måler antall måneder sammenhengende registrert helt ledig eller på ordinære tiltak fram til september 2004. Ledighets og tiltakshistorikk historikk konstruert fra sammenkoblede Arena-filer tilbake til 1991.

Vi skiller mellom tre perioder fordi vi mener ledighets- og tiltakserfaring i de ulike periodene kan ha ulik effekt på arbeidsmarkedssuksessen i november 2005. Første periode er for årene 1991 - 1997. Da var arbeidsledigheten i Norge historisk sett svært høy. Andre periode gjelder årene 1998 - 2001, da arbeidsledigheten i Norge var lavere. Siste periode er for 2002 og fram til og med august 2004.

Vi tror ledigheten rammet mer tilfeldig i perioden 1991-1997 fordi svært mange bedrifter gikk konkurs eller nedbemannet sterkt. I tillegg regner vi med arbeidsledighet langt tilbake i tid betyr mindre enn arbeidsledighet senere, i og med at de som var arbeidsledig for lenge siden kan i større grad ha rukket å bygge opp ny arbeidserfaring.

Arbeidsledighet i en periode med lav arbeidsledighet, mener vi i større grad kan si noe om de ledige personene. Har en store problemer med å få jobb i gode tider på arbeidsmarkedet, regner vi også med at en i større grad enn andre, også kan ha problemer med å få jobb på evalueringstidspunktet.

Følgende andre kontinuerlige variable er benyttet.

*Antall måneder registrert helt ledig i perioden 2002 til september 2004*

*Antall måneder på ordinære arbeidsmarked i perioden 2002 til september 2004*

*Antall måneder på ordinære arbeidsmarked i perioden 1998 til 2001*

*Antall måneder registrert helt ledig i perioden 1998 til 2001*

*Antall måneder registrert helt ledig eller på ordinære arbeidsmarkedstiltak i perioden 1991 til 1997*  
Denne variabelen benyttes ikke for undergruppene med personene 16-24 år.

*På atføringstiltak i perioden 1991 til 1997,*  
binærvariabel, der ja = 1, 0 ellers)

*Permittert ved utgangen av september 2004*

Kilden er arenaregisteret ved utgangen av september 2004. Variabelen benyttes ikke for undergruppene med personene 16-24 år. Årsaken er at modellen har problemer med å estimere effekten for enkelte undergrupper.

### Stønads erfaring

Mottok *Grunn- eller hjelpestønad* (en eller annen gang) i perioden 1991 til 2003. Indikatoren er tatt med fordi vi tror mottak av grunn- og/eller hjelpestønad kan ha en årsak som også påvirker senere (mangel på) suksess på arbeidsmarkedet og behov for arbeidsmarkedstiltak.

### Yrkeserfaring

*Antall år med pensjonspoeng* En kontinuerlig variabel basert på RTVs register over pensjonspoeng til og med 2002. Pensjonspoeng opparbeides i år der pensjongivende inntekt større enn grunnbeløpet i folketrygden. Variabelen er inkludert for di den sier noe om antall år i yrkeslivet. Variabelen benyttes for undergruppene med personene 25-54 år.

Pensjonsgivende inntekt i 2002 og i 2003, to kontinuerlige variable konstruert fra Skattedirektoratets ligningsregister, målt i gjennomsnittlig G for respektive år. G er grunnbeløpet i folketrygden<sup>18</sup>.

### Arbeidsmarkedskarakteristika

*Registrerte helt ledige i prosent av en registerarbeidsstyrke fordelt på økonomisk region,* målt november 2003 som avvik fra landsgjennomsnittet, med 1 desimal. Økonomisk region er et nivå mellom fylke og kommune der kriteriene for å definere regionene er økonomiske forhold (f.eks. arbeidsmarked og varehandel), jamfør NOS C616.

*Registrerte helt ledige i prosent av en registerarbeidsstyrke fordelt på utdanning og landsdel* målt november 2003 som avvik fra gjennomsnittet, uten desimaler, der registerarbeidsstyrken er større enn 100. I motsatt fall er den satt til ledighetsprosenten etter utdanning på landsbasis. (Her er utdanning gruppert etter 2-siffer NUS-kode for befolkningens høyeste utdanning, jamfør NOS C617.

*Endring i den registrerte ledighetsprosenten fra november 2002 til november 2003 fordelt på fylke* målt i prosentpoeng, med 1 desimal.

*Deltakerrater på ordinære arbeidsmarkedstiltak etter fylke* målt september 2004, som avvik fra gjennomsnittet.

### Geografi, lokalt arbeidsmarked

I mange artikler på området stresses viktigheten av å unngå geografisk mismatch mellom tiltaksdeltakere og personer fra sammenligningsgruppen. Årsaken er at personene bør være utsatt for samme "økonomisk miljø", slik at mulighetene for suksess blir likest mulig. Dette kan tolkes på flere måter. God match på fylke kan kanskje sikre dette. God match på kommunenivå ville sikkert sikret det, men lar seg trolig ikke gjennomføre, fordi vi vil få for få observasjoner. Vi forsøkte først med bostedsfylke, uten hell.

Foreløpige estimeringer av modellene, der hvert *bostedsfylke* er spesifisert som binærvariable, førte til at ikke alle fylkesestimater konvergente, og at standardavvikene er urovekkende høyt. Modeller med mange ikke signifikante variable er problematisk, fordi det kan føre til feilaktige estimater på andre viktige variable, som igjen kan gi dårlig matching.

I stedet modellerte tiltaksdeltakelse med andre forklaringsvariable, som bidrar til at matching ikke skjer mellom personer som er utsatt for ulikt "økonomisk miljø". Slike variable er bostedskommunens sentralitet, landsdel dummyvariable, registrerte arbeidsledighetsrater etter økonomisk region, endring i den registrerte arbeidsledighetsraten etter fylke og registrerte arbeidsledighetsrater etter utdanning og landsdel og tiltaksrater etter fylke. Forklaringsvariablene over ga langt mer signifikante estimater. Vi kontrollerte om matchingen skjedde mellom personer fra samme bostedsfylke, og andelen matchet på korrekt fylke var omtrent lik<sup>19</sup> om vi hadde med bostedsfylke eller variablene over som forklaringsvariable.

<sup>19</sup> For å få opp andelen personer med perfekt fylkesmatch, gjorde vi i fjor et eksperiment med å matche på [ $\hat{P}_N^m(x)$ ,  $\hat{P}_N^l(x)$ , fylke], der en fylkesnummeret inngår direkte i matchingen. Matchingen direkte på propensity scorene og enkelte andre variable er gjort i Lechner (2002) og Gerfin og Lechner (2002). Minst mulig differanse i fylkesnummeret sier noe om geografisk avstand mellom fylkene, selv om variabelen ikke er perfekt til formålet. Null differanse betyr selvsagt perfekt fylkesmatching. En differanse på 1 betyr alltid matching på et av nabofylkene. Stor differanse betyr ofte fylker som geografisk er langt fra hverandre. Noen nabofylker har imidlertid en relativt stor differanse (fra 2 til maksimalt 12). Når geografiske nabofylker har stor differanse i fylkesnummerene så er nabofylkene enten delt av en landsdelgrense, NUTS2-grense eller at Oslofjorden kommer imellom, jamfør NOS C513 Regionale inndelinger. I denne sammenheng ser vi ikke dette som problematisk, fordi vi mener matching av personer fra et nabofylke er bedre enn matching av personer fra andre kombinasjoner av fylkesnummer med samme fylkesnummerdifferanse, alt annet likt. Skulle matchingen skje på tvers av bostedsfylke vil prosedyren i steg (3) bidra til at matchingen ikke skjer for personer som fylkesmessig geografisk ikke er langt fra hverandre. Eksperimenter fikk opp andelen personer med perfekt fylkesmatch til over 80 prosent, men det skjedde selvfølgelig på bekostning kvaliteten på matchingen langs andre dimensjoner.

<sup>18</sup> Gjennomsnittlig G for 2002 var kr 53 233 og for 2003 kr 55 964.

## 5. Beskrivende statistikk

I dette kapitlet gir vi en beskrivelse av ulike kjennetegn fordelt på hovedgruppene i utvalget. I avsnitt 5.1 ser vi på demografiske kjennetegn ved populasjonene av personer som begynte på et ordinært tiltak i løpet av 4. kvartal 2004 og massen av arbeidsledige ikke-deltakere. Vi ser på hvordan personene som begynte på et ordinært tiltak i løpet av 4. kvartal 2004 fordeler seg på ulike tiltak i avsnitt 5.2, samt fordelingen av enkelte demografiske variable for de ulike tiltaksgruppene. Vi presenterer situasjonen på arbeidsmarkedet på evalueringstidspunktet for tiltaksdeltakerne og massen av ikke-deltakere i avsnitt 5.3.

### 5.1. Demografiske kjennetegn

I løpet av 4. kvartal 2004 begynte i alt 6 939 personer i alderen 16 til 54 år enten på lønnstilskudd, arbeidspraksis, opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) eller i jobbklubb blant de som var helt ledige ved utgangen september 2004 med minst 15 dager i statuskoden og som ikke hadde vært på attføringstiltak siste 5 år.

I alt 33 479 personer i alderen 16 til 54 var registrert helt ledige ved utgangen av oktober og november og ikke på tiltak i desember blant helt ledige ved utgangen av september 2004 registrert minst 15 dager i statuskoden og som ikke hadde vært på attføringstiltak siste 5 år. I effektanalysen matches deltakerne med arbeidsledige ikke-deltakere fra denne massen (etter det er justert for felles overlapp beregnede behandlingssannsynligheter).

Andelen kvinner i tiltaksgruppen og blant ikke-deltakerne er begge klart lavere enn andelen menn, hhv. 46,4 og 43,7 prosent. I alt 32,3 prosent av tiltaksdeltakerne var gift, mens kun 31,1 prosent i massen av ikke-deltakere var gift.

Tiltaksgruppen og massen av ikke-deltakere har ulik alderssammensetning. Personene i tiltaksgruppen er gjennomgående yngre enn ikke-deltakerne. Dette framgår selv av tabell 5.1 som er aldersavgrenset 16 til 54 år. Uten aldersavgrensningen ville tiltaksgruppen og gruppen av ikke-deltakere også bestått av hhv. 510 og 5840 personer over 54 år.

For personer med videregående, grunnutdanning og ikke-vestlige innvandrere er andelen tiltaksdeltakere klart høyere enn andelen ikke-deltakere. Disse to undergruppene er med andre ord overrepresenterte når det gjelder tiltaksdeltakelse. Ikke-vestlige innvandrere utgjorde 24,6 prosent av tiltaksgruppen og 19,2 prosent av ikke-deltakerne.

Personer bosatt i Oslo og Akershus utgjorde 4. kvartal 2004 24,6 prosent av tiltaksdeltakerne, og hele 29,5 prosent av ikke-deltakerne. Et år tidligere var imidlertid andelen på tiltak blant personer bosatt i Oslo og Akershus høyere enn andelen ikke-deltakere.



**Tabell 5.1. Personer 16 til 54 år registrert helt ledige ved utgangen av september 2004<sup>1</sup>, etter status i Arenaregisteret 4. kvartal 2004 og utvalgte demografiske kjennetegn. Antall personer og prosentfordelinger**

Demografiske kjennetegn	Tiltaksdeltakere 4. kvartal 2004		Helt ledige ved utgangen av oktober og november 2004, som ikke startet på tiltak i desember	
	Antall personer	Prosent	Antall personer	Prosent
<b>I alt</b>	6 939	100	33 479	100
<b>Aldersgruppe</b>				
16-19 år	389	5,6	410	1,2
20-24 år	1 154	16,6	4 598	13,7
25-30 år	1 408	20,3	7 236	21,6
31-35 år	1 246	18,0	6 554	19,6
36-40 år	1 029	14,8	5 414	16,2
41-45 år	761	11,0	3 932	11,7
46-50 år	545	7,9	3 233	9,7
51-54 år	407	5,9	2 102	6,3
<b>Landsdel</b>				
1. Oslo og Akershus	1 707	24,6	9 862	29,5
2. Hedmark og Oppland	382	5,5	1 851	5,5
3. Sør-Østlandet	1 763	25,4	6 035	18,0
4. Agder og Rogaland	833	12,0	4 728	14,1
5. Vestlandet	1 050	15,1	5 025	15,0
6. Trøndelag	568	8,2	2 742	8,2
7. Nord-Norge	636	9,2	3 236	9,7
<b>Kjønn</b>				
Kvinner	3 220	46,4	14 640	43,7
Menn	3 719	53,6	18 839	56,3
<b>Ekteskapelig status</b>				
Gift	2 244	32,3	10 412	31,1
Ikke Gift	4 695	67,7	23 067	68,9
<b>Utdanningsnivå</b>				
1. Grunnskole	812	11,7	3 834	11,5
2. Vg, grunn	2 594	37,4	11 250	33,6
3. Vg, avsl.	1 662	24,0	8 759	26,2
4. Påbygging til Vg	182	2,6	963	2,9
5. Univ./Høgskole	1 082	15,6	6 200	18,5
6. Uoppgitt/Ingen	607	8,7	2 473	7,4
Ikke-vestlig innvandrere	1 704	24,6	6 419	19,2

<sup>1</sup> Med minst 15 dager i statuskoden i september i Arenaregisteret, og som ikke har vært på attføringstiltak siste 5 år.

## 5.2. Inndeling i ulike tiltak

Om lag 60 prosent begynte på opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) av alle personer i alderen 16 til 54 år som påbegynte ordinære arbeidsmarkedstiltak fjerde kvartal 2004. Et år tidligere var imidlertid denne andelen over 70 prosent. Andelen som påbegynte i jobbklubb i løpet av 4. kvartal 2004 blant helt ledig ved utgangen av september med minst 15 dager i statuskoden var 11,2 prosent. Tilsvarende andel et år tidligere var kun 0,9 prosent. Jobbklubb er en form for opplæring som skiller seg mye fra de andre opplæringstiltakene. Vå vi har valgt å ikke slå dem sammen med andre opplæringstiltak, men analysere jobbklubb separat.

Prosentandelen på lønnstilskudd og arbeidspraksis var hhv. 6,6 og 20,6. I alt 76 personer begynte på andre ordinære tiltak i løpet av 4. kvartal 2004 i vår avgrensede populasjon. Andre ordinære tiltak består av midlertidig sysselsettingstiltak, bedriftsintern

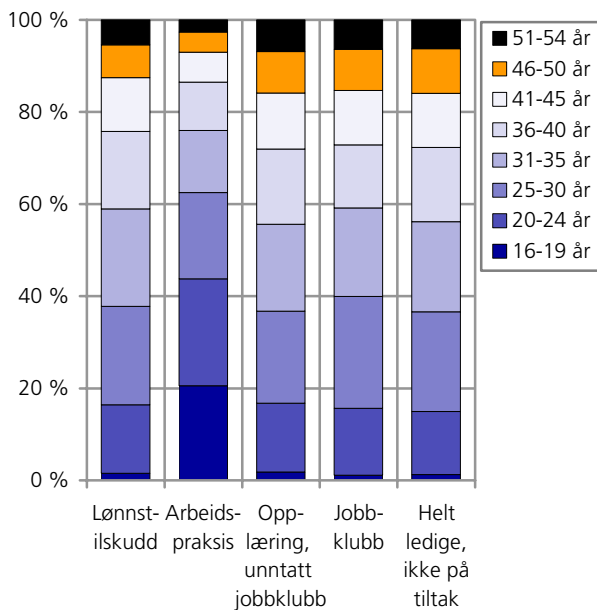
opplæring og forsøks- og andre tiltak. Vi evaluerer ikke effekten av andre ordinære tiltak fordi det er lite utbredt, og fordi det består av flere svært forskjellige tiltak.

**Tabell 5.2. Personer 16 til 54 år som påbegynte et ordinært tiltak i løpet av 4. kvartal 2004 som var registrert helt ledige ved utgangen av september 2004<sup>1</sup>, etter tiltakstype. Absolutte tall og prosentfordeling**

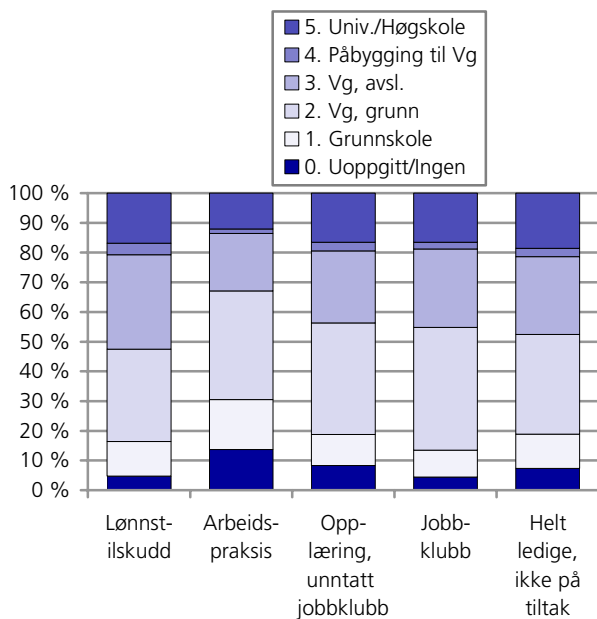
Type tiltak	Antall	Prosent
I alt	7015	100,0
Lønnstilskudd	463	6,6
Arbeidspraksis	1443	20,6
Opplæring, unntatt jobbklubb	4249	60,6
Jobbklubb	784	11,2
Andre tiltak	76	1,1

<sup>1</sup> Med minst 15 dager i statuskoden i september i Arenaregisteret, og som ikke har vært på attføringstiltak siste 5 år.

**Figur 5.1. Personer 16 til 54 år registrert helt ledige ved utgangen av september 2004<sup>1</sup>, etter tiltakstype og 4. kvartal 2004 og alder. Prosentfordelinger**



**Figur 5.2. Personer 16 til 54 år registrert helt ledige ved utgangen av september 2004<sup>1</sup>, etter tiltakstype og 4. kvartal 2004 og utdanningsnivå. Prosentfordelinger**



Om lag 20 prosent av deltakerne på arbeidspraksis er i aldersgruppen 16-19 år, mens tilsvarende er under 2 prosent for de andre tiltakene og ikke-deltakerne, jmf figur 5.1.

Aldersfordelingen påvirker også fordelingen med ulike utdanningsnivå. Om lag 30 prosent av de som begynte på arbeidspraksis har utdanningsnivå grunnskole eller lavere/uopp-gitt.

Mer enn 50 prosent av de som begynte på lønnstilskudd 4. kvartal 2004 hadde minst fullført den videregående skolen.

Høyest andel fullført videregående, grunntidning hadde gruppen som begynte i jobbklubb, hele 41,3 prosent.

Sett i forhold til de arbeidsledige ikke deltakerne er ikke-vestlige innvandrere kraftig underrepresentert på lønnstilskudd og overrepresentert på arbeidspraksis. Andelen menn på lønnstilskudd er betydelig høyere enn andelen menn på andre tiltak og andelen arbeidsledige ikke-deltakere som er menn.

### 5.3. Arbeidsmarkedssituasjonen november 2005

I dette avsnittet beskriver vi andelen med aktivt arbeidsforhold i arbeidstakerregisteret november 2005 med tilkoblet kontantlønn fra LTO for tiltaksdeltakerne og massen av arbeidsledige ikke-deltakere, jmf suksesskriteriet i kapittel 4.

Totalt sett var andelen arbeidstakere 4. kvartal 2005 med tilkoblet kontantlønn 36,7 prosent for tiltaksgruppen og 30,2 prosent for massen av ikke-deltakere.

For personer i tiltaksgruppen var andelen arbeidstakere høyere for alle de demografiske kjennetegnene i tabell 5.3 enn for massen ikke-deltakere bortsett fra for de aller yngste (16-19 år) og for de fra Hedmark og Oppland.

Andelen arbeidstakere for tiltaksdeltakerne var lavest for de aller yngste og aller eldste, og høyest for de mellom 25 og 40 år. For massen av ikke-deltakere var andelen arbeidstakere høyest for de i mellom 20 og 24 år, deretter viser andelen arbeidstakere en fallende tendens med alder.

Andelen arbeidstakere er litt høyere for kvinner enn for menn, både i tiltaksgruppen og for massen av ikke-deltakere.

Arbeidstakerprosenten 4. kvartal 2005 til ikke-vestlige innvandrere er betydelig høyere for personer i tiltaksgruppen enn i gruppen av ikke-deltakere et år tidligere.

Ikke-vestlige innvandrere har imidlertid en langt lavere andel i arbeid enn andre, både i tiltaksgruppen og for massen av ikke-deltakere. Forskjellen i andel i arbeid mellom ikke-vestlige innvandrere og andre er imidlertid betydelig større i massen av ikke-deltakere enn i tiltaksgruppen.

**Tabell 5.3. Personer 16 til 54 år registrert helt ledige ved utgangen av september 2004<sup>1</sup>, etter status i Arenaregisteret 4. kvartal 2004 og etter utvalgte demografiske kjennetegn. Antall personer og andelen arbeidstakere november 2005 med tilkoblet kontantlønn fra LTO**

Demografiske kjennetegn	Tiltaksdeltakere 4. kvartal 2004		Helt ledige ved utgangen av oktober og november 2004, som ikke startet på tiltak i desember	
	Antall personer	Arbeidstaker- prosenten	Antall personer	Arbeidstaker- prosenten
<b>I alt</b>	6 939	36,7	33 479	30,2
<b>Aldersgruppe</b>				
16-19 år	389	23,4	410	24,1
20-24 år	1 154	36,5	4 598	35,1
25-30 år	1 408	41,3	7 236	32,8
31-35 år	1 246	38,9	6 554	31,9
36-40 år	1 029	40,4	5 414	28,5
41-45 år	761	33,4	3 932	28,7
46-50 år	545	34,5	3 233	24,5
51-54 år	407	27,8	2 102	22,4
<b>Landsdel</b>				
1. Oslo og Akershus	1 707	36,9	9 862	29,5
2. Hedmark og Oppland	382	26,7	1 851	27,9
3. Sør-Østlandet	1 763	36,2	6 035	29,5
4. Agder og Rogaland	833	39,7	4 728	32,0
5. Vestlandet	1 050	40,3	5 025	31,8
6. Trøndelag	568	39,3	2 742	29,5
7. Nord-Norge	636	31,9	3 236	30,3
<b>Kjønn</b>				
Kvinner	3 220	37,0	14 640	31,1
Menn	3 719	36,5	18 839	29,5
<b>Ekteskapelig status</b>				
Gift	2 244	38,9	10 412	30,6
Ikke Gift	4 695	35,7	23 067	30,0
<b>Utdanningsnivå</b>				
1. Grunnskole	812	30,0	3 834	25,1
2. Vg, grunn	2 594	32,6	11 250	26,8
3. Vg, avsl.	1 662	42,1	8 759	34,5
4. Påbygging til Vg	182	40,1	963	35,8
5. Univ./Høgskole	1 082	45,5	6 200	35,8
6. Uoppgift/Ingen	607	32,5	2 473	22,0
<b>Ikke-vestlig innvandrere</b>				
Ja	1 704	31,9	6 419	22,7
Nei	5 235	38,3	27 060	32,0

<sup>1</sup> Med minst 15 dager i statuskoden i september i Arenaregisteret, og som ikke har vært på attføringstiltak siste 5 år.

Suksesskriteriet vårt kunne alternativt vært lønnstakere basert på registerbasert sysselsettingsstatistikk. Den registerbaserte sysselsettingsstatistikken fanger opp en del mindre arbeidsforhold ved å benytte lønnsopplysninger fra LTO som ikke er knyttet til Arbeidstakerregisteret for å identifisere lønnstakere. Vi har valgt å ikke benytte lønnstakere fra den registerbaserte sysselsettingsstatistikken som suksesskriterium i denne analysen. Årsaken er at det er vanskelig å tidfeste arbeidsforholdet kun basert på lønnsopplysninger fra LTO. Vi ønsker å måle suksess i begynnelsen av november. I tillegg fanger den registerbaserte sysselsettingsstatistikken opp arbeidstakerforhold uten kontantlønnstilkobling fra LTO. Arbeidstakerforhold uten kontantlønnstilkobling godtas derfor heller ikke som suksess i vår analyse. Årsaken er at arbeidstakerforholdet sannsynligvis ikke er reelt, og at arbeidsgiver

har glemt å sende utmelding til Arbeidstakerregisteret i tide.

Andelen lønnstakere 4. kvartal 2005, basert på den registerbaserte sysselsettingsstatistikken, var for tiltaksgruppen og massen av arbeidsledige ikke-deltakere hhv. 53,1 prosent og 43 prosent, jamfør tabell C.6. Lønnstakerprosenten var betydelig høyere enn andelen arbeidstakere med tilkoblet kontantlønn, og særlig for tiltaksgruppen. Lønnstakerprosenten får i tillegg med arbeidstakerforhold uten kontantlønnstilkobling fra LTO, en del kontantlønnforhold fra LTO uten kobling til arbeidstakerregisteret, og personer på lønnstilskudd. Vi mener at lønnstakerprosenten er mindre egnet til å måle suksess for evalueringer av arbeidsmarkedstiltak enn andelen arbeidstakere 4. kvartal 2005 med tilkoblet kontantlønn.

Kun arbeidsforhold med forventet varighet mer enn 6 timer dager og med gjennomsnittlig arbeidstid pr. uke over 4 timer er meldepliktig. Suksesskriteriet vårt får derfor ikke med små og kortvarige jobber som ikke er meldepliktige. Denne beskrivende analysen i kapittel 5 basert på vårt suksesskriterium er ikke ment å gi en helhetlig bruttostrømsstatistikk, men kun underbygge den videre analysen i kapittel 7.

I Bråthen, Hamre og Pedersen (2005) foreslo vi opprinnelig å benytte andelen lønnstakere i den beskrivende analysen i tabell 5.3. I vedlegg C har vi derfor tatt med en tabell med lønnstakerprosent for ulike demografiske kjennetegn. Her har vi fokusert på andelen arbeidstakere, siden det er suksesskriteriet i effektevalueringen.

## 6. Modellerings-, felles overlapp- og matchingsresultater

I dette kapitlet presenterer vi resultater fra modelleringen av tiltakssannsynlighetene i kapittel 6.1, seleksjonene for å sikre felles overlapp i kapittel 6.2. Kvaliteten på selve matchingen presenteres i kapittel 6.3.

### 6.1. Modellering av tiltakssannsynlighetene

Individenes "valg" mellom enten å begynne på 1) lønnstilskudd, 2) arbeidspraksis, 3) arbeidskraftsopplæring unntatt jobbklubb, 4) jobbklubb fjerde kvartal 2004 eller 0) ikke delta på tiltak fjerde kvartal er modellert i multinomiske logitmodeller, som er nærmere beskrevet vedlegg A.1.

Estimerte koeffisienter fra de multinomiske logitmodellene er gjengitt i vedlegg A.2. Koeffisientene viser tilhørende variabels marginale effekt på logaritmen til forholdet mellom sannsynligheten for å begynne på de enkelte tiltaksgruppene relativt til sannsynligheten for ikke å delta på tiltak fjerde kvartal 2004. Koeffisientene kalles ofte log-odds koeffisienter. Sannsynlighetsforholdet mellom to utfall kalles oddsen. Med utgangspunkt i estimerte log-odds koeffisientene, og verdier på de forskjellige forklaringsvariablene for hver person, beregner vi marginale tiltakssannsynligheter. Sannsynligheten for å ikke delta på tiltak blir residualbestemt. Disse beregnede behandlingssannsynlighetene blir også kalt propensity score, og benyttes til å matche personer i de ulike tiltaksgruppene med personer fra massene av ikke-deltakere.

De fleste forklaringsvariable, beskrevet i kapittel 4.4, er med i de multinomiske logitmodellene til alle de 8 undergruppene. Noen forklaringsvariable er imidlertid ikke med i undergruppene for de unge, mens andre forklaringsvariable ikke er med for de eldre, jamfør tabell A.1. Binærvariable for ulike aldersgrupper er opplagt slike variable. Relativt få personer i undergruppene for de unge har høy utdanning, derfor er variablene om utdanningsnivå gruppert grovere for de unge enn for de voksne. Datagrunnlaget setter også begrensninger for hvor detaljert enkelte forklaringsvariable kan grupperes i de ulike undergruppene. Variable om arbeidsmarkedshistorikk et godt stykke

tilbake i tid er mest aktuelt for voksne. Foreldrenes utdanningsnivå for de i alderen 25-54 år er ikke av like god kvalitet for de voksne som for de unge, så variabelen inngår kun modellene for de unge. Variabelen om personene var permittert ved utgangen av september 2004 ser kun ut til å ha betydning for de over 24 år i logitmodellene.

I årets analyse har vi også inkludert bakgrunnsinformasjon om hvorvidt personene en eller annen gang har mottatt grunn- eller hjelpestønad siste ti år. Indikatoren er tatt med fordi vi tror mottak av grunn- og/eller hjelpestønad kan ha en årsak som også påvirker senere (mangel på) suksess på arbeidsmarkedet og behov for arbeidsmarkedstiltak. Indikatoren er imidlertid kun tatt med for de voksne, da indikatoren ikke er signifikant for de unge.

Få forklaringsvariablene har signifikante effekter på alle de fire log-oddsene for alle de 8 undergruppene. Videre varierer estimerte effekter på de ulike log-oddsene og for de forskjellige undergruppene.

Noen få gjennomgående tendenser kan vi likevel se for alle undergruppene. Jo høyere den pensjonsgivende inntekten i 2003 er, desto lavere er sjansen for å begynne på et av de fire tiltakstypene (relativt til ikke å delta på tiltak). Jo lenger siste sammenhengende ledighetsperiode fram til og med september 2004 var, desto større er sjansen isolert sett for å begynne på et av de fire tiltakstypene sett i forhold til ikke-deltakelse<sup>20</sup>.

Tidligere ledighetserfaring er, ikke overraskende, også av vesentlig betydning. Videre ser ikke-vestlige innvandrere ut til å ha mindre sjanse for å begynne på lønnstilskudd og større sjanse for å begynne på opplæringstiltak eller praksisplass (relativt til ikke å delta på tiltak). Dette kan henge sammen med at enkelte opplæringstiltak er spesielt tiltenkt innvandrere. Estimaten viser også signifikante regionale variasjoner, men tolkningen er ikke så lett,

<sup>20</sup> Effekten av variabelen med imidlertid sees i sammenheng med de andre ledighetshistorikk variablene.

fordi den regionale dimensjonen går igjen i flere forklaringsvariable, som landsdel, sentralitet, og regionale tiltaks- og ledighetsprosenten.

Flere av de estimerte log-odds koeffisientene for undergruppene med unge kvinner kan virke ekstreme. Det har sammenheng med at det er svært få i disse gruppene på lønnstilskudd.

## 6.2. Utvalg med overlapp i beregnede behandlingssannsynligheter (Common support)

Tabellene 6.1 til 6.4 viser hvordan kravene for felles overlapp (Common support) i beregnede behandlingssannsynligheter (propensity score) trimmer tiltaksgruppene og tilhørende massene av arbeidsledige ikke-deltakere. De aller fleste tiltaksgruppene blir svært lite berørt av kriteriene for felles overlapp i behandlingssannsynligheter. Unntak er de små undergruppene med unge kvinner som begynte på lønnstilskudd og i jobbklubb. Andelen med felles overlapp for massene av arbeidsledige ikke-deltakere varierer betydelig med antall personer i tiltaksgruppen, som massene skal matches med. Andelen med felles overlapp i behandlingssannsynligheter er lave for masser av ikke-

deltakere som skal matches mot grupper med få deltakere. Over 60 prosent av startede tiltak i fjerde kvartal 2004 var opplæringstiltak. Andelen med felles overlapp er høyest i massene av arbeidsledige ikke-deltakere som matches mot personer som startet på opplæringstiltak, samlet sett 96 prosent med overlapp. Andelen med felles overlapp i massen av arbeidsledige ikke-deltakere som matches mot personer som startet på arbeidspraksis er også høy. Andelen med felles propensity score overlapp svært lav i massene av arbeidsledige ikke-deltakere som skal matches med de som begynte på lønnstilskudd eller i jobbklubb i enkelte små undergrupper. I flere undergrupper med deltakere på lønnstilskudd og i jobbklubb av moderat størrelse er også andelen med felles overlapp relativt liten i tilhørende masse av arbeidsledige ikke-deltakere. Dette gjenspeiler at mange i massen av arbeidsledige ikke-deltakere er svært forskjellig fra deltakerne med hensyn på variable av betydning for komme med på tiltaket. Siden vi mener disse variablene også påvirker framtidig suksess på arbeidsmarkedet er det ikke naturlig å vurdere de i matchingen.

**Tabell 6.1. Personer 16 til 54 år registrert helt ledig september 2004<sup>1</sup>, som begynte med lønnstilskudd i 4. kvartal eller som var helt ledig ved utgangen av oktober og november og som ikke startet på tiltak i desember, etter strata. Antall personer og prosentandel med felles overlapp i beregnede behandlingssannsynligheter**

Strata	Startet på lønnstilskudd 4. kvartal 2004		Helt ledige ved utgangen av oktober og november 2004, som ikke startet på tiltak i desember	
	Antall personer	Prosentandel med felles overlapp	Antall personer	Prosentandel med felles overlapp
Alle strata	463	98	33 479	75
Ung mann, med dagpenger	43	98	2 378	41
Ung mann, uten dagpenger	24	96	899	35
Ung kvinne, med dagpenger	7	71	1 027	1
Ung kvinne, uten dagpenger	2	0	704	0
Voksen mann, med dagpenger	210	100	12 613	92
Voksen mann, uten dagpenger	56	95	2 949	67
Voksen kvinne, med dagpenger	80	100	9 760	87
Voksen kvinne, uten dagpenger	41	95	3 149	52

<sup>1</sup> Med minst 15 dager i statuskoden i september i Arenaregisteret, og som ikke har vært på attføringstiltak siste 5 år.

**Tabell 6.2. Personer 16 til 54 år registrert helt ledig september 2004<sup>1</sup>, som begynte på arbeidspraksis i 4. kvartal eller som var helt ledig ved utgangen av oktober og november og som ikke startet på tiltak i desember, etter strata. Antall personer og prosentandel med felles overlapp i beregnede behandlingssannsynligheter**

Strata	Startet på arbeidspraksis 4. kvartal 2004		Helt ledige ved utgangen av oktober og november 2004, som ikke startet på tiltak i desember	
	Antall personer	Prosentandel med felles overlapp	Antall personer	Prosentandel med felles overlapp
Alle strata	1 443	97	33 479	88
Ung mann, med dagpenger	83	100	2 378	84
Ung mann, uten dagpenger	270	92	899	91
Ung kvinne, med dagpenger	39	100	1 027	80
Ung kvinne, uten dagpenger	240	98	704	89
Voksen mann, med dagpenger	225	98	12 613	91
Voksen mann, uten dagpenger	149	97	2 949	88
Voksen kvinne, med dagpenger	183	99	9 760	84
Voksen kvinne, uten dagpenger	254	95	3 149	89

<sup>1</sup> Med minst 15 dager i statuskoden i september i Arenaregisteret, og som ikke har vært på attføringstiltak siste 5 år.

**Tabell 6.3. Personer 16 til 54 år registrert helt ledig september 2004<sup>1</sup>, som begynte på opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) i 4. kvartal eller som var helt ledig ved utgangen av oktober og november og som ikke startet på tiltak i desember, etter strata. Antall personer og prosentandel med felles overlapp i beregnede behandlingssannsynligheter**

Strata	Startet på opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) 4. kvartal 2004		Helt ledige ved utgangen av oktober og november 2004, som ikke startet på tiltak i desember	
	Antall personer	Prosentandel med felles overlapp	Antall personer	Prosentandel med felles overlapp
Alle strata	4 249	99	33 479	96
Ung mann, med dagpenger	263	99	2 378	93
Ung mann, uten dagpenger	213	97	899	93
Ung kvinne, med dagpenger	96	99	1 027	71
Ung kvinne, uten dagpenger	140	99	704	86
Voksen mann, med dagpenger	1 390	100	12 613	99
Voksen mann, uten dagpenger	399	96	2 949	94
Voksen kvinne, med dagpenger	1 214	100	9 760	99
Voksen kvinne, uten dagpenger	534	98	3 149	94

<sup>1</sup> Med minst 15 dager i statuskoden i september i Arenaregisteret, og som ikke har vært på attføringstiltak siste 5 år.

**Tabell 6.4. Personer 16 til 54 år registrert helt ledig september 2004<sup>1</sup>, som begynte i jobbklubb i 4. kvartal eller som var helt ledig ved utgangen av oktober og november og som ikke startet på tiltak i desember, etter strata. Antall personer og prosentandel med felles overlapp i beregnede behandlingssannsynligheter**

Strata	Startet med jobbklubb 4. kvartal 2004		Helt ledige ved utgangen av oktober og november 2004, som ikke startet på tiltak i desember	
	Antall personer	Prosentandel med felles overlapp	Antall personer	Prosentandel med felles overlapp
Alle strata	784	98	33 479	82
Ung mann, med dagpenger	56	98	2 378	73
Ung mann, uten dagpenger	23	96	899	32
Ung kvinne, med dagpenger	27	93	1 027	51
Ung kvinne, uten dagpenger	17	76	704	22
Voksen mann, med dagpenger	274	100	12 613	91
Voksen mann, uten dagpenger	41	98	2 949	64
Voksen kvinne, med dagpenger	251	100	9 760	89
Voksen kvinne, uten dagpenger	95	98	3 149	82

<sup>1</sup> Med minst 15 dager i statuskoden i september i Arenaregisteret, og som ikke har vært på attføringstiltak siste 5 år.

### 6.3. Matchingsresultater

Vi vurderer kvaliteten på matchingen mellom personene tiltaksgruppene og massene av ikke-deltakere på flere måter. Først presenterer vi *gjennomsnittlige predikerte behandlingssannsynligheter* for deltakere og matchede ikke-deltakere i ulike strata i tabell 6.5. Deretter ser vi på *plott av fordelingen av predikerte behandlingssannsynligheter* for deltakere og matchede ikke-deltakere i ulike strata. I vedlegg B.2 har vi også tatt med tabeller med *gjennomsnittsverdier for forklaringsvariablene* for tiltaksdeltakere og matchede ikke-deltakere i ulike strata. I tillegg har vi tatt med noen tabeller for opplæringstiltak og for jobbklubb som viser hvor store andeler av personene i tiltaksgruppene og tilhørende matchede sammenligningsgrupper som kommer fra ulike fylker.

Generelt er gjennomsnittet av de benyttede predikerte behandlingssannsynlighetene (propensity scorene) for deltakerne svært lik gjennomsnittet for deres matchede sammenligningsgrupper for de fleste undergruppene, jamfør tabell 6.5. Naturlig nok er det litt større forskjell i de gjennomsnittlige propensity scorene som ikke benyttes i matchingen (ikke fet skrifttype i tabell 6.5). Matchingen av gruppene som begynte på opplærings-

tiltak og på arbeidspraksis med respektive sammenligningsgrupper har gått spesielt bra.

Differansen i propensity scorene som benyttes i matchingen for halvparten av undergruppene som begynte på lønnstilskudd og en av undergruppene som begynte i jobbklubb er høyere, ifølge tabell 6.5. Årsaken til det er at det er relativt få personer i de gruppene, slik at det er færre å matche mot. Videre kan lave andeler med felles overlapp i enkelte undergrupper med lønnstilskudddeltakere og jobbklubb-deltakere tyde på at de er mer ulike sine sammenligningsgrupper enn andre undergrupper og tiltak. Dermed blir det færre gode kandidater å matche mot. Med ulik mener vi da ulike verdier på forklaringsvariablene vi har med.

Tabellene over gjennomsnittlige verdier på forklaringsvariablene for tiltaksdeltakerne og tilhørende sammenligningsgrupper i vedlegg B.2 tyder også på det. Tabellene B.1 til B.8 viser generelt relativt like gjennomsnittsverdier på forklaringsvariablene for tiltaksdeltakerne og sammenligningsgruppene for de fleste tiltakene og undergruppene.

Her fokuserer vi kun på gjennomsnittlig lengde av siste ledighetsperiode fram til og med september 2004 for deltakerne på opplæringstiltak og tilhørende matchede sammenligningsgruppe, jmfør tabell B.5 og tabell B.6. Variabelen er sannsynligvis spesielt viktig både for seleksjon til tiltak og ikke minst framtidig suksess på arbeidsmarkedet. Gjennomsnittlig lengde på siste ledighetsperiode er svært lik for deltakerne og deres sammenligningsgrupper for de fleste undergruppene. I gjennomsnitt hadde imidlertid den matchede sammenligningsgruppen av ikke-deltakere til undergruppen av unge kvinner med dagpenger som påbegynte opplæringstiltak 0,6 måneder kortere varighet av siste ledighetsperiode. Alt annet likt, kan en derfor forvente

at personene i sammenligningsgruppen har større sjanse for overgang til arbeid, i den grad kortere varighet på siste ledighetsperiode gir større overgang til arbeid. Unøyaktig matching på viktige variable for undergrupper kan isolert sett føre til at vi over/under vurderer effekten av tiltak litt. I logitmodellene har vi imidlertid også variable om antall måneder med registrert ledighets- og tiltakserfaring i perioden 2002 til 2004. I noen tilfeller er avvik i variabelen lengden av siste ledighetsperiode motsvart i motsatt avvik i variablene antall måneder med registrert ledighets- og tiltakserfaring i perioden 2002 til 2004, slik at avvikene samlet sett ikke er så store.

**Tabell 6.5. Personer 16 til 54 år registrert helt ledig september 2004<sup>1</sup> som påbegynte ordinære tiltak i 4. kvartal 2004 og matchede utvalg av arbeidsledige ikke-deltakere, etter strata. Gjennomsnittlig predikerte behandlingssannsynligheter 4. kvartal 2004**

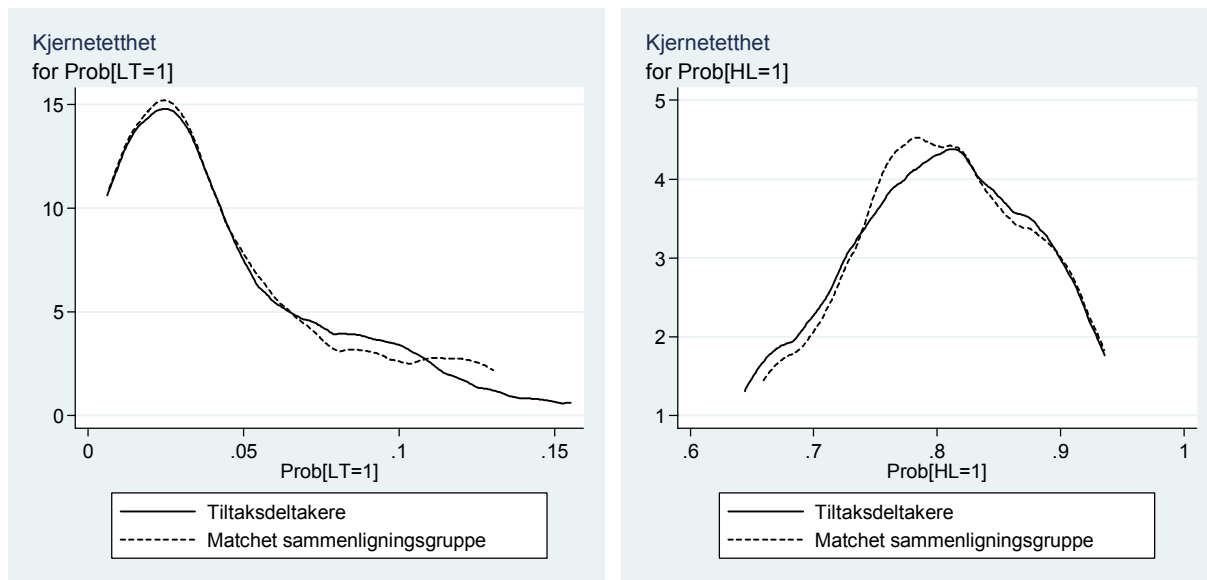
Tiltak/ behandling 4. kv. 2004	Strata	Predikert sannsynlighet for å starte på lønnstilskudd		Predikert sannsynlighet for å starte på arbeidspraksis		Predikert sannsynlighet for å starte på opplæringstiltak (unntatt jobbklubb)		Predikert sannsynlighet for å starte i jobbklubb		Predikert sannsynlighet for ikke å starte på tiltak 4. kvartal 2004	
		Matchede sammenlignings-		Matchede sammenlignings-		Matchede sammenlignings-		Matchede sammenlignings-		Matchede sammenlignings-	
		Deltakere 4. kv. 2004	grupper av ikke-deltakere	Deltakere 4. kv. 2004	grupper av ikke-deltakere	Deltakere 4. kv. 2004	grupper av ikke-deltakere	Deltakere 4. kv. 2004	grupper av ikke-deltakere	Deltakere 4. kv. 2004	grupper av ikke-deltakere
Lønnstilskudd deltakere sammenlignet med matchede ikke-deltakere	Ung mann, med dagpenger	<b>0,0431</b>	<b>0,0424</b>	0,028	0,026	0,104	0,104	0,024	0,027	<b>0,8004</b>	<b>0,8013</b>
	Ung mann, uten dagpenger	<b>0,0844</b>	<b>0,0744</b>	0,177	0,170	0,113	0,132	0,015	0,014	<b>0,6110</b>	<b>0,6094</b>
	Ung kvinne, med dagpenger	<b>0,2586</b>	<b>0,2203</b>	0,021	0,011	0,051	0,058	0,014	0,006	<b>0,6556</b>	<b>0,7043</b>
	Voksen mann, med dagpenger	<b>0,0292</b>	<b>0,0292</b>	0,018	0,018	0,102	0,104	0,022	0,020	<b>0,8287</b>	<b>0,8290</b>
	Voksen mann, uten dagpenger	<b>0,0558</b>	<b>0,0550</b>	0,041	0,033	0,105	0,113	0,012	0,009	<b>0,7865</b>	<b>0,7907</b>
	Voksen kvinne, med dagpenger	<b>0,0167</b>	<b>0,0152</b>	0,016	0,015	0,099	0,103	0,026	0,025	<b>0,8426</b>	<b>0,8424</b>
	Voksen kvinne, uten dagpenger	<b>0,0324</b>	<b>0,0311</b>	0,066	0,072	0,135	0,122	0,034	0,037	<b>0,7326</b>	<b>0,7381</b>
Arbeidspraksis deltakere sammenlignet med matchede ikke-deltakere	Ung mann, med dagpenger	0,015	0,014	<b>0,0418</b>	<b>0,0413</b>	0,093	0,094	0,020	0,021	<b>0,8300</b>	<b>0,8310</b>
	Ung mann, uten dagpenger	0,013	0,018	<b>0,3231</b>	<b>0,3215</b>	0,129	0,127	0,018	0,017	<b>0,5165</b>	<b>0,5173</b>
	Ung kvinne, med dagpenger	0,003	0,000	<b>0,0662</b>	<b>0,0653</b>	0,105	0,101	0,020	0,020	<b>0,8064</b>	<b>0,8137</b>
	Ung kvinne, uten dagpenger	0,016	0,016	<b>0,0255</b>	<b>0,0255</b>	0,107	0,107	0,022	0,021	<b>0,8304</b>	<b>0,8304</b>
	Voksen mann, med dagpenger	0,016	0,016	<b>0,0983</b>	<b>0,0977</b>	0,143	0,144	0,017	0,015	<b>0,7265</b>	<b>0,7272</b>
	Voksen mann, uten dagpenger	0,007	0,006	<b>0,0298</b>	<b>0,0297</b>	0,123	0,122	0,026	0,027	<b>0,8137</b>	<b>0,8147</b>
	Voksen kvinne, med dagpenger	0,011	0,011	<b>0,1365</b>	<b>0,1353</b>	0,167	0,169	0,020	0,017	<b>0,6653</b>	<b>0,6683</b>
	Voksen kvinne, uten dagpenger	0,000	0,000	<b>0,3769</b>	<b>0,3737</b>	0,125	0,130	0,017	0,011	<b>0,4815</b>	<b>0,4851</b>
Opplærings-tiltak (unntatt jobbklubb) deltakere sammenlignet med matchede ikke-deltakere	Ung mann, med dagpenger	0,015	0,016	0,028	0,029	<b>0,1309</b>	<b>0,1304</b>	0,020	0,019	<b>0,8051</b>	<b>0,8055</b>
	Ung mann, uten dagpenger	0,015	0,015	0,162	0,162	<b>0,2411</b>	<b>0,2401</b>	0,016	0,014	<b>0,5669</b>	<b>0,5693</b>
	Ung kvinne, med dagpenger	0,000	0,000	0,036	0,031	<b>0,1373</b>	<b>0,1357</b>	0,020	0,024	<b>0,8060</b>	<b>0,8089</b>
	Ung kvinne, uten dagpenger	0,015	0,015	0,018	0,017	<b>0,1221</b>	<b>0,1220</b>	0,021	0,021	<b>0,8243</b>	<b>0,8245</b>
	Voksen mann, med dagpenger	0,015	0,015	0,052	0,051	<b>0,1651</b>	<b>0,1645</b>	0,011	0,012	<b>0,7569</b>	<b>0,7581</b>
	Voksen mann, uten dagpenger	0,007	0,007	0,018	0,018	<b>0,1376</b>	<b>0,1376</b>	0,023	0,024	<b>0,8147</b>	<b>0,8146</b>
	Voksen kvinne, med dagpenger	0,011	0,011	0,075	0,074	<b>0,1895</b>	<b>0,1891</b>	0,025	0,026	<b>0,6999</b>	<b>0,7006</b>
	Voksen kvinne, uten dagpenger	0,000	0,000	0,203	0,195	<b>0,1874</b>	<b>0,1855</b>	0,015	0,019	<b>0,5942</b>	<b>0,6007</b>
Jobbklubb deltakere sammenlignet med matchede ikke-deltakere	Ung mann, med dagpenger	0,017	0,013	0,033	0,029	0,102	0,111	<b>0,0440</b>	<b>0,0442</b>	<b>0,8036</b>	<b>0,8034</b>
	Ung mann, uten dagpenger	0,018	0,017	0,201	0,198	0,130	0,128	<b>0,0650</b>	<b>0,0649</b>	<b>0,5859</b>	<b>0,5920</b>
	Ung kvinne, med dagpenger	0,000	0,000	0,031	0,044	0,073	0,058	<b>0,0626</b>	<b>0,0616</b>	<b>0,8335</b>	<b>0,8366</b>
	Ung kvinne, uten dagpenger	0,016	0,016	0,018	0,018	0,106	0,106	<b>0,0316</b>	<b>0,0315</b>	<b>0,8283</b>	<b>0,8290</b>
	Voksen mann, med dagpenger	0,015	0,011	0,055	0,057	0,124	0,125	<b>0,0275</b>	<b>0,0276</b>	<b>0,7792</b>	<b>0,7795</b>
	Voksen mann, uten dagpenger	0,008	0,008	0,020	0,020	0,113	0,113	<b>0,0427</b>	<b>0,0427</b>	<b>0,8174</b>	<b>0,8176</b>
	Voksen kvinne, med dagpenger	0,011	0,012	0,053	0,051	0,138	0,136	<b>0,0567</b>	<b>0,0563</b>	<b>0,7416</b>	<b>0,7449</b>
	Voksen kvinne, uten dagpenger	0,000	0,000	0,235	0,249	0,154	0,124	<b>0,0787</b>	<b>0,0865</b>	<b>0,5325</b>	<b>0,5407</b>

<sup>1</sup> Med minst 15 dager i statuskoden i september i Arenaregisteret, og som ikke har vært på attføringstiltak siste 5 år.

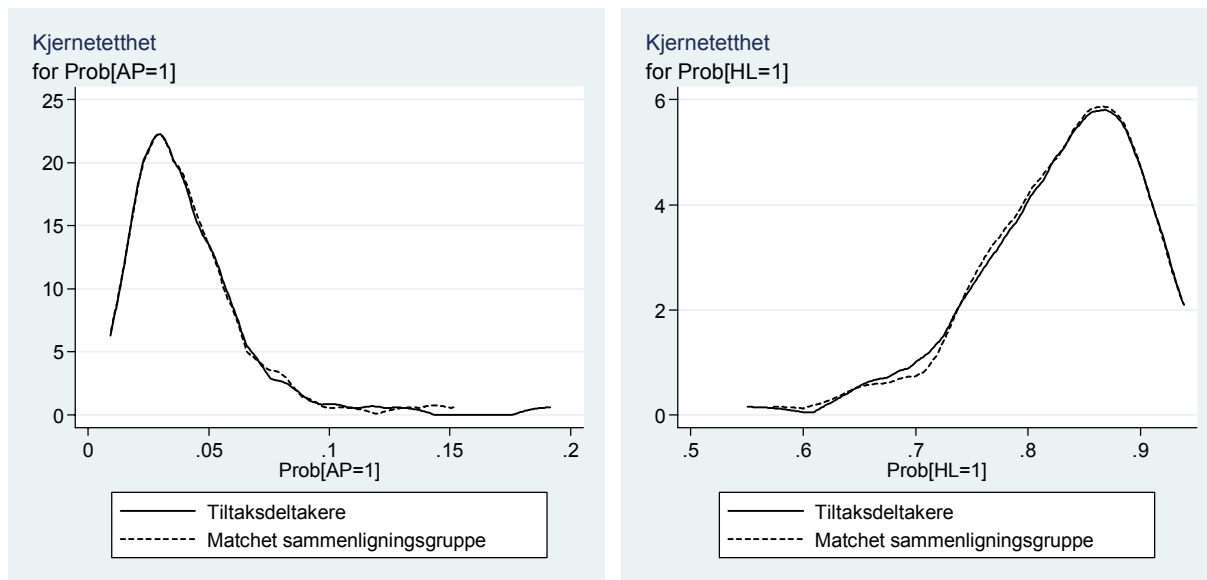


**Figur 6.1. Plott av estimert Epanechnikov kjernetetthet for predikerte behandlingssannsynligheter (Prob[ ]) for personer som begynte det analyserte tiltaket 4. kv. 2004 og matchede personer som ikke var på tiltak(HL) i kvartalet**

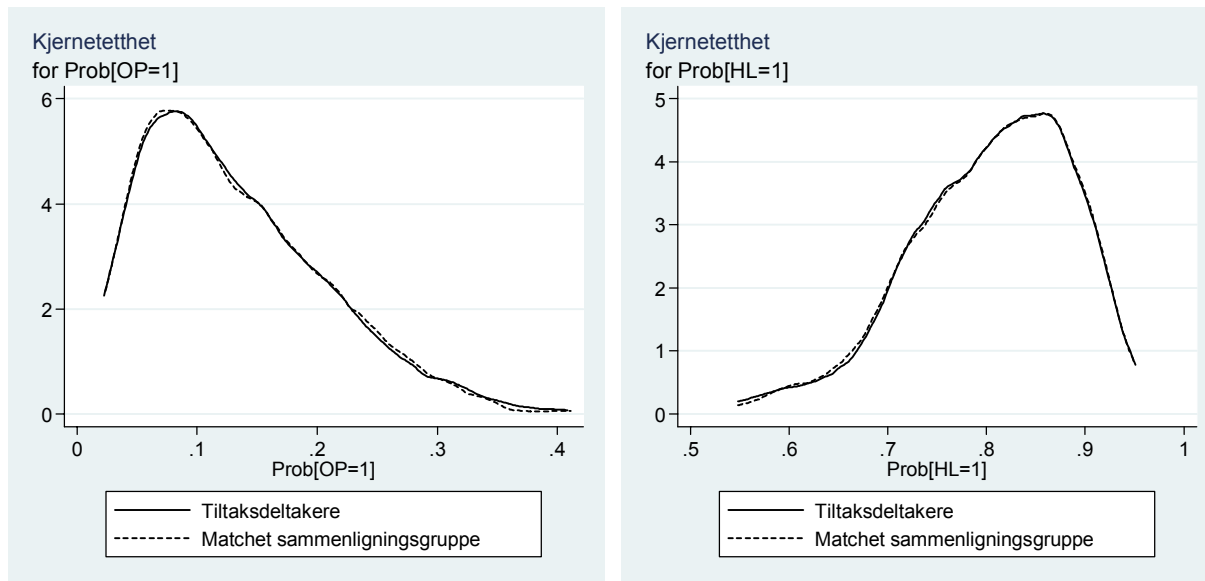
Påbegynt lønnstilskudd (LT) 4. kv. 2004 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet



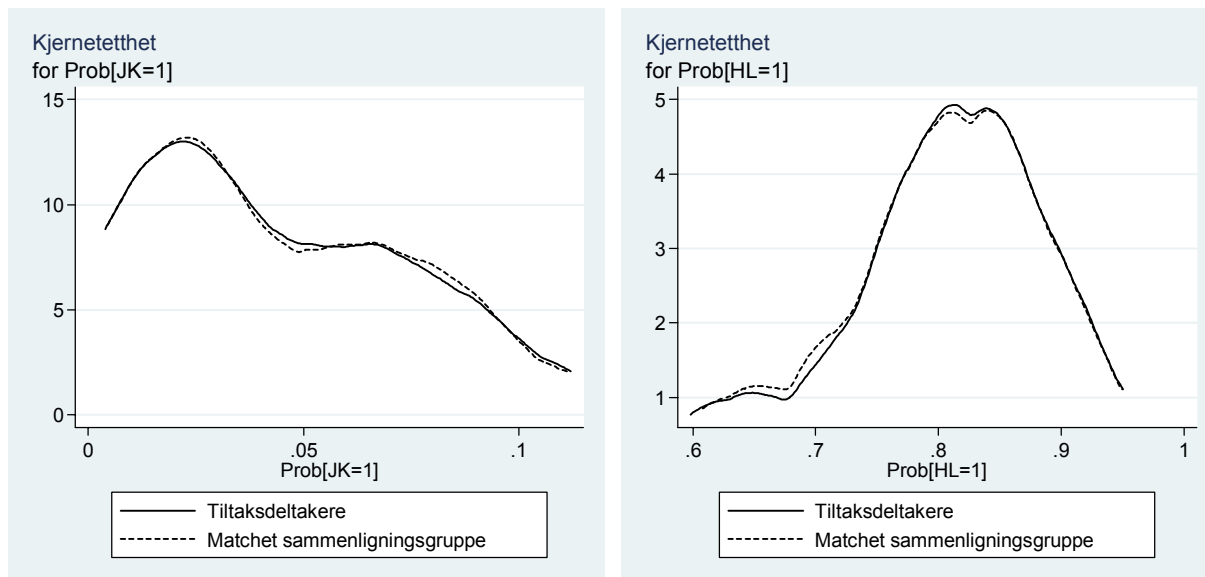
Påbegynt arbeidspraksis (AP) 4. kv. 2004 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet



Påbegynt opplæringstiltak (OP) 4. kv. 2004 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet



Påbegynt jobbklubb (JK) 4. kv. 2004 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet



Kvaliteten på matchingen belyses også ved å se på fordelingene av predikerte behandlingssannsynligheter (propensity score) for den analyserte tiltaksgruppen og den matchede sammenligningsgruppen. Her fokuseres det på en undergruppe, unge menn med dagpenger, jmfør figur 6.1.

Vedlegg C.1 inneholder figurene over propensity score fordelinger for de syv andre undergruppene. Alle figurene inneholder to linjer. Den heltrukne linjen representerer fordelingen av en propensity score for tiltaksdeltakerne på det analyserte tiltaket. Den stiplede linjen representerer fordelingen av en propensity score for sammenligningsgruppen av ikke-deltakere. Figurene til venstre illustrerer fordelingene av de predikerte sannsynlighetene (propensity score) for å begynne på det tiltaket som analyseres, mens figurene til høyre illustrerer fordelingene av de predikerte

sannsynlighetene (propensity score) for ikke å delta på tiltak i fjerde kvartal (en annen propensity score). Begge de predikerte behandlingssannsynlighetene benyttes i matchingen.

Suksessfull matching kjennetegnes i figurene ved at den heltrukne og den stiplede linjen ligger tett inntil hverandre. Matchingen av personene som begynte på opplæringstiltak med ikke-deltakere ser ut til å ha fungert svært godt ut ifra figurene. For mange av undergruppene kan vi knapt se at det er to linjer i figuren. For lønnstilskudd, arbeidspraksis og jobbklubb følger ikke den heltrukne og den stiplede linjen hverandre like godt, jmfør vedlegg C.1. Estimerte propensity score fordelinger for deltakere og for ikke-deltakere som ligger et stykke fra hverandre gjelder stort sett for undergrupper med få observasjoner.

I modelleringen av personenes tiltakssannsynligheter i vår svært stratifisert analyse, var det uforsvarlig å ta med fylke som binærvariable. Modellestimatene konvergente ikke, på grunn av for få observasjoner i de enkelte cellene, og kanskje fordi fylke ikke forklarer svært mye av variasjonen i tiltaksindikatoren.

I vedlegg B.2 har vi i tillegg tatt med fire tabeller for opplæringstiltak og jobbklubb som viser hvor stor andel av personene i en tiltaksgruppe og tilhørende matchede sammenligningsgruppe som kommer fra ulike fylker. Prosentfordelingene på fylke av tiltaksdeltakerne og tilhørende matchede sammenligningsgruppene stemmer relativt godt for opplæringstiltak, jmfør tabell B.9 og B.10. Fylkesfordelingen av jobbklubb-deltakerne avviker noe mer fra fylkesfordelingen til de matchede ikke-deltakerne avviker for noe mer, særlig for de relativt små undergruppene med unge, jmfør tabell B.11 og B.12.

Heckman, Lalonde og Smith(1999) stresset i sitt bokbidrag viktigheten av at personene på tiltak matches med ikke-deltakere fra samme lokale arbeidsmarked. Et spørsmål er om god match på fylke er nok til å sikre at personene som matches fra det samme lokale arbeidsmarked, slik at de har samme muligheter til suksess. Som tidligere nevnt benytter vi følgende forklaringsvariable med lokal/regional dimensjon: bostedskommunens sentralitet, landsdel dummyvariable, registrerte arbeidsledighetsrater etter økonomisk region, endring i den registrerte arbeidsledighetsraten etter fylke og registrerte arbeidsledighetsrater etter utdanning og landsdel og tiltaksrater etter fylke.

## 7. Tiltakseffekter

Tiltakseffektene er estimert separat for kombinasjoner av kjønn, alder over/under 24 år og med/uten dagpengerrettigheter for hver av de fire tiltaksgruppene. Alle effektene er gjennomsnittlige tiltakseffekter for de som påbegynte tiltak i fjerde kvartal 2004 sett i forhold til om de ikke hadde deltatt. De gjennomsnittlige tiltakseffektene er beregnet som differansen i andelen arbeidstakere med påkoblet kontantlønn mellom tiltaksdeltakerne og de matchede ikke-deltakerne, som forklart i kapittel 3. Suksess på arbeidsmarkedet er målt i begynnelsen av november året etter.

I avsnitt 7.1 til 7.4 omtales estimerte effekter av hhv. lønnstilskudd, arbeidspraksis, opplæringstiltak unntatt jobbklubb og jobbklubb separat. I avsnitt 7.5 beskrives den estimerte effekten av de fire tiltakene samlet. Da er de fire tiltaksgruppene slått sammen og tilsvarende for tilhørende matchede arbeidsledige ikke-deltakere, for de åtte undergruppene eller for grovere grupper. I avsnitt 7.6 diskuterer vi resultatene og sammenligner dem med andre studier. Separate estimerte gjennomsnittlige jobbsannsynligheter for deltakerne og for de matchede ikke-deltakerne, samt beregnede anslag på standardavvik er rapportert i vedlegg C.

### 7.1. Effekten av lønnstilskudd

Estimert andel arbeidstakere november 2005 med påkoblet kontantlønn var 21 prosentpoeng høyere for de som begynte på lønnstilskudd i løpet av 4. kvartal 2004 enn dersom de ikke hadde deltatt. Effekt-estimert er signifikant.

Sett i forhold til om de ikke hadde deltatt, ser de estimerte arbeidstakerprosentene ut til å være høyere for de som faktisk begynte på lønnstilskudd 4. kvartal 2004 innenfor alle undergruppene bortsett fra for unge kvinner, og signifikant for de fleste undergruppene. Blant unge kvinner som begynte på lønnstilskudd 4. kvartal 2004 var det ingen uten dagpenger som lot seg sammenligne (felles overlapp) og kun 5 med dagpenger som lot seg sammenligne, jamfør tabell 6.1. Det er med denne bakgrunnen, den estimerte negative effekten av lønnstilskudd for unge kvinner med dagpenger bør tolkes, selv om estimert effekt så vidt ser signifikant ut på 5 prosentsnivå ut ifra være grove anslag på feilmarginen.

**Tabell 7.1. Personer som begynte på ordinære tiltak 4. kvartal 2004. Effekten av tiltakene på gjennomsnittlig estimert jobbsannsynlighet november 2005 for de som faktisk deltok sett i forhold til om de ikke hadde deltatt, etter tiltakstype, kjønn, alder og dagpengerrettigheter**

Gruppe	Lønnstilskudd	Arbeidspraksis	Opplæringstiltak (unntatt jobbklubb)	jobbklubb	Tiltakene samlet
Totalt	<b>0,21</b>	<b>0,07</b>	<b>0,04</b>	<b>0,09</b>	<b>0,05</b>
Ung (16-24 år)	0,04	-0,01	0,00	0,05	0,00
Voksne (25-54 år)	<b>0,24</b>	<b>0,13</b>	<b>0,05</b>	<b>0,09</b>	<b>0,08</b>
Menn	<b>0,20</b>	0,04	<b>0,04</b>	<b>0,08</b>	<b>0,06</b>
Kvinner	<b>0,21</b>	<b>0,06</b>	<b>0,04</b>	<b>0,08</b>	<b>0,05</b>
Med dagpenger	<b>0,21</b>	<b>0,12</b>	<b>0,05</b>	<b>0,09</b>	<b>0,07</b>
Uten dagpenger	<b>0,20</b>	0,04	0,02	0,09	<b>0,03</b>
Ung mann, med dagpenger	0,07	-0,05	0,03	0,02	0,02
Ung mann, uten dagpenger	0,13	-0,07	-0,06	0,00	-0,06
Ung kvinne, med dagpenger	<b>-0,60</b>	0,21	0,08	0,04	0,09
Ung kvinne, uten dagpenger	..	0,04	-0,04	0,31	0,02
Voksen mann, med dagpenger	<b>0,23</b>	<b>0,16</b>	<b>0,06</b>	<b>0,10</b>	<b>0,09</b>
Voksen mann, uten dagpenger	<b>0,23</b>	0,10	0,02	0,08	<b>0,06</b>
Voksen kvinne, med dagpenger	<b>0,28</b>	<b>0,14</b>	0,03	0,08	<b>0,06</b>
Voksen kvinne, uten dagpenger	0,21	<b>0,11</b>	<b>0,08</b>	0,09	<b>0,09</b>

Note: Estimerer statistisk signifikant forskjellig fra null på 5 prosent nivå (ved tosidig test) er uthevert, og statistisk signifikante estimerer forskjellig fra null på 10 prosent nivå (ved tosidig test) har kursiv skriftstil.

Den estimerte effekten av lønnstilskudd for de som deltok var større for voksne (25-54 år) enn for unge (16-24 år). De unge som begynte på lønnstilskudd i løpet av fjerde kvartal 2004 har ikke signifikant høyere arbeidstakerandel et år senere enn om de ikke hadde deltatt. Voksne som begynte med lønnstilskudd i 4. kvartal hadde i gjennomsnitt signifikant høyere estimert effekt på sysselsettingen etter et år enn unge som begynte med lønnstilskudd.

Den estimerte effekten av lønnstilskudd for de som deltok var om lag like stor for menn som for kvinner, og om lag like for de med dagpengerettigheter som for de uten. For de åtte undergruppene som er estimert separat, finner vi signifikant positiv gjennomsnittseffekt av lønnstilskudd for de som deltok for tre av gruppene. De undergruppene er voksne menn med og uten dagpenger og voksne kvinner med dagpenger.

### 7.2. Effekten av arbeidspraksis

Estimert effekt av arbeidspraksis var 7 prosentpoeng høyere arbeidstakerprosent november 2005 for de som begynte på tiltaket i løpet av 4. kvartal 2004, sett i forhold til om de ikke hadde deltatt.

Blant de som deltok på arbeidspraksis var den estimerte effekten på arbeidstakerprosenten signifikant og størst for voksne (25-54 år), med 13 prosentpoeng, sett i forhold til om de ikke hadde deltatt. Den estimerte effekten av arbeidspraksis for de som deltok var også signifikant positiv for undergruppen med personer med dagpengerettigheter og for undergruppen kvinner. Estimerte effekter for disse to gruppene var hhv. 12 og 6 prosentpoeng.

Estimert gjennomsnittseffekt av arbeidspraksis var ikke signifikant forskjellig fra null for de unge som deltok, for de uten dagpenger september 2004 som deltok og for menn som deltok, alt sett i forhold til om de ikke hadde deltatt<sup>21</sup>.

Voksne som deltok på arbeidspraksis hadde i gjennomsnitt signifikant høyere estimert effekt på sysselsettingen etter et år enn unge.

Ett år senere var estimert effekt på sysselsettingen signifikant større i gjennomsnitt for deltakere på arbeidspraksis som hadde mottatt dagpenger september 2004 enn deltakere på arbeidspraksis som ikke hadde mottatt dagpenger.

Vi finner imidlertid signifikant positiv gjennomsnittseffekt av arbeidspraksis for voksne menn med dagpenger. Med 10 % signifikansnivå, hadde også de voksne mennene uten dagpenger som begynte på arbeidspraksis positiv estimert gjennomsnittseffekt.

<sup>21</sup> Heller ikke på 10 prosents signifikansnivå hadde noen av de tre gruppene på arbeidspraksis signifikant estimert effekt forskjellig fra null.

Begge undergruppene med voksne kvinner hadde også signifikant positiv gjennomsnittseffekt av arbeidspraksis, sett i forhold til om de ikke hadde deltatt.

### 7.3. Effekten av opplæringstiltak, unntatt jobbklubb

Estimert andel arbeidstakere november 2005 med påkoblet kontantlønn for de som begynte opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) 4. kvartal 2004 var totalt sett 4 prosentpoeng høyere enn om de ikke hadde deltatt.

Opplæringstiltakene (unntatt jobbklubb) hadde størst estimert effekt for de voksne som deltok og for personene med dagpenger september 2004. I gjennomsnitt var estimert effekt av opplæringstiltakene (unntatt jobbklubb) like stor, og signifikant positiv, for de mannlige og for de kvinnelige deltakerne.

I gjennomsnitt ser det ut som de unge (16 - 24 år) som begynte på opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) 4. kvartal 2004 ikke hadde noe signifikant forskjellig andel arbeidstakere ett år senere påkoblet kontantlønn enn om de ikke hadde deltatt<sup>22</sup>.

For de åtte undergruppene som er estimert separat, finner vi kun signifikant positiv gjennomsnittseffekt for de som deltok for to av gruppene. De undergruppene er voksne menn med dagpenger og voksne kvinner uten dagpenger.

### 7.4. Effekten jobbklubb

Estimert andel arbeidstakere november 2005 med påkoblet kontantlønn for de som begynte i jobbklubb 4. kvartal 2004 var totalt sett 9 prosentpoeng høyere enn om de ikke hadde deltatt.

Jobbklubb ser ut til å ha størst effekt for de voksne som deltok og for personene med dagpenger september 2004, begge med 9 prosentpoeng høyere estimert andel arbeidstakere ett år senere påkoblet kontantlønn.

Jobbklubb hadde ikke signifikant positiv estimert effekt for de unge som deltok sett i forhold til ikke deltakelse. Selv om de voksne deltakerne hadde størst estimert effekt, var estimert jobbklubbeffekt ikke signifikant forskjellig for unge og for voksne som deltok i gjennomsnitt.

I gjennomsnitt ser jobbklubb ut til å ha like stor og signifikant positiv estimert effekt for menn som for kvinner.

Av de åtte undergruppene som er estimert separat, finner vi kun signifikant positiv estimert gjennoms-

<sup>22</sup> Med 10 prosents signifikansnivå, kan vi si at opplæringstiltakene (unntatt jobbklubb) i gjennomsnitt hadde signifikant større estimert effekt på arbeidstakerprosenten ett år senere for de voksne som deltok enn for de unge som deltok, alt sett i forhold til ikke deltakelse.

snittseffekt for en gruppe. Det er for voksne menn med dagpenger, som i gjennomsnitt hadde 10 prosentpoeng høyere estimert arbeidstakerprosent enn om de ikke hadde deltatt.

### 7.5. Samlet effekt av de fire typene tiltak

Estimert effekt av de fire typene tiltak var i gjennomsnitt for de som begynte i løpet av fjerde kvartal 2004 5 prosentpoeng høyere andel arbeidstakere november 2005 med påkoblet kontantlønn, sett i forhold til om de ikke hadde deltatt.

Den estimerte sysselsettingseffekten av arbeidsmarkedstiltakene samlet var størst for voksne (25-54 år) som deltok og for personer med dagpenger september 2004, med hhv. 8 og 7 prosentpoeng.

I gjennomsnitt ser det ikke ut som de unge (16 - 24 år) som begynte på et av de fire arbeidsmarkedstiltakene 4. kvartal 2004 hadde noe signifikant forskjellig andel arbeidstakere ett år senere påkoblet kontantlønn enn om de ikke hadde deltatt.

Tiltaksdeltakere med dagpenger september 2004 har signifikant større estimert effekt av tiltakene de begynte på i 4. kvartal i gjennomsnitt enn tiltaksdeltakere uten dagpenger, jamfør feilmarginene i tabell C.5.

Menn og kvinner ser ikke ut til å ha signifikant forskjellig effekt av tiltakene de deltok på, jamfør feilmarginene i tabell C.5.

For de åtte homogene undergruppene som er estimert separat, finner vi signifikant positive gjennomsnittseffekter for de fire undergruppene med voksne, mens ingen av de fire undergruppene med unge tiltaksdeltakere har signifikant forskjellige arbeidstakerandeler enn om de ikke hadde deltatt.

### 7.6. Sammenligning med andre studier og diskusjon

Sett i forhold til tilsvarende analyse ett år tidligere, Hamre og Bråthen (2005), er resultatene relativt like. Årets effektanalyse gir imidlertid også signifikant positiv estimert effekt av opplæringstiltak. Positive effekter på jobbsannsynligheten av kvalifiserings- og opplæringstiltak for ordinære arbeidsledige bekreftes også av Hardoy, Røed og Zhang (2006) sin forløpsanalyse av data fra 1993-2003.

I denne analysen finner vi at tiltaksdeltakere som mottok dagpenger rett i forkant av tiltaket i gjennomsnitt hadde større estimert effekt av tiltakene på sysselsettingen ett år senere enn personene uten dagpenger før arbeidsmarkedstiltak. I Hamre og Bråthen (2006) var den konklusjonen motsatt. Resultatet i denne rapporten er imidlertid i samsvar med Raaum, Torp og Zhang (2002), som fant

signifikant positiv effekt (på arbeidsinntekten) for AMO-deltakere kun med dagpengerrettigheter.

En oppsummeringsartikkel om hva nyere forskning har lært oss vedrørende effekter av arbeidsmarkedstiltak er gitt i Raaum, Røed og Torp (2002). Forfatterne konkluderer med at norske arbeidsmarkedstiltak synes å ha positiv effekt for deltakernes framtidige yrkeskarriere, med et mulig unntak av særskilte tiltak for ungdom. De konkluderer også med at tiltakene har en tendens til å gi størst effekt i tider med relativt høy etterspørsel etter arbeidskraft. Det kan være en av forklaringene på de litt mer positive estimerte effektene av opplæringstiltak i denne analysen sett i forhold til tilsvarende analyse et år tidligere. Estimert effekt av "alle" tiltakene kan ikke sammenlignes siden Hamre og Bråthen (2006) ikke evaluerer jobbklubb. I denne rapporten konkluderes det også med at tiltakene fungerer dårligere for ungdom enn for voksne.

Fordelingen på de ulike tiltakene som er analysert har også endret seg noe siden de tidlige effektanalysene i Statistisk sentralbyrå for siste halvdel av 90-tallet. Av de analyserte tiltakene avsluttet i løpet av april 1998 i Bråthen og Landfald (1999) var 15 prosent av deltakerne på lønnstilskudd og kun 45 prosent på AMO-kurs. I denne analysen er andelen på opplæringstiltak (lavest effekt) høyere og andelen på lønnstilskudd (høyest effekt) lavere, jamfør tabell 5.2. Det kan være en forklaring på de langt høyere effektene av tiltakene samlet. I de tidlige effektanalysene til Statistisk sentralbyrå sammenlignet vi dessuten jobb-sannsynligheter for referansepersoner<sup>23</sup> som hadde vært på tiltak med referansepersoner som ikke hadde vært på tiltak. En referanseperson er ikke nødvendigvis helt representativ for gjennomsnittet av de som deltok på hver av tiltakene.

I Martin og Grubb (2001) har de sett på fellestrekk ved tiltaksevalueringer fra ulike land, og forsøkt å trekke ut det som finnes av robuste resultater. De fant at studiene av AMO-kursenes effekter internasjonalt, spriker fra positiv effekter, via ingen effekt, til negativ effekt. Videre ser AMO-kursene ut til å fungere best for voksne kvinner og dårligst for ungdom.

Svensk empiri fra 1980 og 90-tallet er gjennomgått i Calmfors, Forslund og Hemström (2001). Blant deres konklusjoner er at opplæringstiltak på 90-tallet ikke har ført til økt jobbsannsynlighet. Arbeidsledigheten i Sverige var imidlertid svært høy i perioden 1993-97. Det samme var omfanget av arbeidsmarkedstiltakene, særlig arbeidskraftsopplæring og tiltak for ungdom. Disse forholdene kan være med å forklare de mer

<sup>23</sup> Referansepersonen var en tenkt person som for hver variabel fikk tilordnet den mest hyppige verdi. For eksempel var referansepersonen i Landfald og Bråthen (1999) en mann i alderen 30-49 år bosatt i Oslo.

pessimistiske konklusjonene fra Sverige enn det Martin og Grubb (2001) og Raaum, Røed og Torp (2002) fant.

Som i de fleste studier på ikke-eksperimentelle data, kan estimerte tiltakseffekter være drevet av seleksjon på uobserverte variable i stedet for rene kausale effekter på jobbsannsynligheten i etterkant av tiltakene. Vår analyse bygger på betinget uavhengighetsantagelsen, som i praksis betyr at vi må ha tilgang til et rikt datamateriale, slik at kontrollert for de forklaringsvariablene, er evt. gjenværende uobserverte individkjenntegn som påvirker seleksjon til tiltak og utfall av suksesskriteriet ukorrelert med hverandre.

Forutsetninger er ikke testbar, slik at vi ikke kan være sikker på at den er oppfylt, jamfør diskusjonen i kapittel 3.4.

# Referanser

- Abadie, A. og Imbens, G. W. (2006): On the Failure of the Bootstrap for Matching Estimators. Working paper: <http://ksghome.harvard.edu/~aabadie/bootstrap.pdf>
- Bråthen, M., Hamre, J. I. og Pedersen, T. (2005): Evaluering av ordinære arbeidsmarkedstiltak. Beskrivende analyse av deltakerne i 2002 og forslag til ny evalueringmetode. Notater 2005/27. Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Bråthen, M. og Landfald, Ø. (1999): Evaluering av ordinære arbeidsmarkedstiltak 1999. Dokumentasjon og analyse av effekter på kort og lang sikt. Rapporter 1999/31. Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Calmfors, L., Forslund, A. og Hemström, M. (2001): Does active labour market policy work? Lessons from the Swedish experiences. *Swedish Economic Policy Review* 8 (2001) s 61-124.
- Dagsvik, J. K. (2000): Probabilistic Models for Qualitative Choice Behavior. An introduction. Documents 2000/1. Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Gerfin, M. og Lechner, M. (2002): A Microeconomic Evaluation of the Active Labor Market Policy in Switzerland. *The Economic Journal* 112, 2002.
- Hamre, J. I. og Bråthen, M. (2005): Evaluering av ordinære arbeidsmarkedstiltak påbegynt 4. kvartal 2005. Dokumentasjon og analyse av effekter november 2004. Rapporter 2006/5. Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Hardoy, I. (2000), Young and unemeployed, then what? Effects of Nowegian labour market programmes in the early 90's. Rapport 9:2000. Oslo: Institutt for samfunnsforskning.
- Hardoy, I. (2003): A study of the effect of labour market programs for youths in Norway using propensity score matching. Manuskript, EALE2003.
- Hardoy, I., Røed, K. og Zhang, T. (2006): Aetats kvalifiserings- og opplæringstiltak - En empirisk analyse av seleksjon og virkninger. Rapport 4/2006. Frischsenteret.
- Heckman, J., Ichimura, H. og Todd, P. (1997): Matching As An Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme, *Review of Economic Studies* 64 (1997).
- Heckman, J., LaLonde, R. og Smith, J. (1999): "The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs." I: O. Ashenfelter og D. Cards, (red.), *Handbook of Labor Economics, Volume III*, Amsterdam: North-Holland.
- Imbens, G. W. (2000): The role of the propensity score in estimating dose-respons functions. *Biometrika* 87, pp. 706-710.
- Kvinge og Djuve (2006): Bruk av arbeidsmarkedstiltak for ikke-vestlige innvandrere. Hvem deltar, og hvordan er sysselsettingseffektene?. FAFO-rapport 517.
- Landfald, Ø. og Bråthen, M. (1998): Registerbasert evaluering av ordinære arbeidsmarkedstiltak 1996. Overgang til jobb og utdanning. Rapporter 98/20. Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Larrson, L. (2003): Evaluation of Swedish Youth Labor Market Programs, *Journal of Human Resources*, XXXVIII nr. 4, 2003.
- Lechner, M. (2001): Identification and estimation of causal effects of multiple treatments under conditional independence assumption. In Lechner, M. og Pfeiffer, F. (Eds.): *Econometric Evaluation of Labour Market Policies*, Zew Economic studies 13, Physica-Verlag, 2001.
- Martin, J. P. og Grubb, D. (2001): What works and for whom: a review of OECD countries' experiences with active labour market policies. *Swedish Economic Policy Review* 8 (2001) s 9-56.



Raaum, O., Røed, K. og Torp, H. (2002): Riktig satsing i arbeidsmarkedspolitikken?, Norsk Økonomisk Tidsskrift nr. 2, 2002

Raaum, O., Torp, H. og Zhang, T. (2002): Business cycles and the impact of labour market programs. Memorandum 14/2002. Department of Economics, University of Oslo.

Reiersen, T. (2004): Oppfølgingsundersøkelse av arbeidssøkere som sluttet å melde seg ved Aetat høsten 2002. Del 3: Ordinære arbeidssøkere. Rapport 3/2004. Aetat Arbeidsdirektoratet.

Rosenbaum, P. and Rubin, D. (1983): The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika* 70, pp. 41–55.

Rubin, D. B. (1979): Using multivariate matched sampling and regression adjustment to control bias in observational studies. *Journal of American Statistical Association*, 74:318-328.

Røed, K., Torp, H., Tuveng, I og Zhang, T. (2002): Hvem vil og hvem får delta? Analyser av rekruttering og utvalgelse av deltakere til arbeidsmarkedstiltak i Norge på 1990-tallet. Rapport 4/2000. Frischsenteret.

Røed, K. og Raaum, O. (2003): The Effect of Programme Participation on the Transition Rate from Unemployment to Employment. Memorandum 13/2003. Department of Economics, University of Oslo.

Sianesi, B. (2001): Differential effects of Swedish active labour market programmes for unemployed adults during the 1990s. Working paper W01/25, Institute for Fiscal Studies, London.

Sianesi, B. (2004): An evaluation of the swedish system of active labor market programs in the 1990S. *The Review of Economics and Statistics*, February 2004, 86(1): 133–155.

Statistisk sentralbyrå (1999): Regionale inndelinger: En oversikt over standarder i norsk offisiell statistikk, NOS C513

Statistisk sentralbyrå (2000): Standard for økonomiske regioner, NOS C616

Statistisk sentralbyrå (2001): Norsk standard for utdanningsgruppering 2000, NOS C617

Statistisk sentralbyrå (2004): Innvandring og innvandrere 2004, Statistiske analyser nr. 66.

## Vedlegg A

**A.1. Den multinomiske logit modellen**

Individene i populasjonen vår får en av følgende "behandling" fjerde kvartal 2004: 1) begynne på lønnstilskudd, 2) begynne på arbeidspraksis, 3) begynne på arbeidskraftsopplæring (unntatt jobbklubb), 4) begynne i jobbklubb eller 0) ikke begynne på tiltak. Vi vil modellere sammenhengen mellom et sett individspesifikke forklaringsvariable, beskrevet i kapittel 4.6, og sjansen for at et av de 5 mulige utfallene over realiseres. La  $P_j = P(S=j)$  betegne sjansen eller sannsynligheten for at behandling  $j$  realiseres, der  $S$  er en indikator for hvilken av behandlingene over som faktisk ble realisert. Sannsynlighetene må tilfredsstille  $0 \leq P_j \leq 1$  og  $\sum_j P_j = 1$ . En enkel og mye brukt spesifisering, som tilfredsstiller egenskapene over, er den multinomiske logitmodellen, formalisert i ligning (7) og (8). Vi har estimert<sup>24</sup> modellen separat for 8 undergrupper. Notasjon for å skille ulike undergrupper er for enkelhets skyld ikke tatt med i ligning (7) og (8).

$$(7) \quad P(S = j) = \frac{e^{\beta_j' X_i}}{1 + \sum_{k=1}^4 e^{\beta_k' X_i}}, \text{ der } j=1,2,3,4 \text{ og}$$

$$(8) \quad P(S = 0) = \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^4 e^{\beta_k' X_i}}$$

Her er  $X_i$  vektoren for individ  $i$  sine forklaringsvariable, og  $\beta_j'$  er tilhørende log-odds koeffisienter for tiltak  $j$ . Modellen over er normalisert slik at sannsynligheten for ikke å delta på tiltak blir residualbestemt, ligning (8). Modellen over kan motiveres fra en stokastisk nytte modell, jamfør Dagsvik (2000). Fra (7) og (8) kan vi se at log-oddsen  $\ln(P_j / P_0) = \beta_j' X_i$  ikke avhenger av de andre alternativene. Denne implisitte forutsetningen i modellen om uavhengighet av irrelevante alternativer er tiltalende ved estimering, men ikke nødvendigvis så tiltalende ut i fra individadferd, jamfør Lechner (2002).

<sup>24</sup> Modellene er estimert med CATMOD-procedyren i SAS, som benytter maximum likelihood metoden.

## A.2. Multinomiske logitestimater

Tabell A.1. Tiltaksdeltakere og ikke-deltakere 4. kvartal 2004. Multinomiske logitestimater, etter strata

Variabel	Log-odds koeffisient 1)	Ung mann,	Ung mann,	Ung kvinne,	Ung kvinne,	Voksen	Voksen	Voksen	Voksen
		med	uten	med	uten	mann,	mann,	kvinne,	kvinne,
		dagpenger	dagpenger	dagpenger	dagpenger	med	uten	med	uten
Konstantledd	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-4,983***	-3,864***	57,696*	-29,758	-5,828***	-6,059***	-5,610***	-4,373***
Konstantledd	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-3,090***	-1,299***	-1,569	-1,098**	-3,647***	-1,726***	-2,664***	-3,241***
Konstantledd	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-2,100***	-1,816***	-1,759**	-1,557***	-2,132***	-2,232***	-1,569***	-1,651***
Konstantledd	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	-5,527***	-3,434**	-4,947***	-9,253***	-4,543***	-4,567***	-3,967***	-5,865***
alder 16-19 år	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-7,558	0,420	5,575	5,523				
alder 16-19 år	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,746	0,208	-5,317	0,596**				
alder 16-19 år	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	0,342	-0,943***	0,325	-0,620**				
alder 16-19 år	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	-0,168	-1,321*	-5,314	-1,020				
alder 25-30 år	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					0,758**	0,818	0,118	0,309
alder 25-30 år	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					0,519*	0,027	-0,264	0,904***
alder 25-30 år	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					0,009	0,220	-0,115	0,215
alder 25-30 år	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])					0,798***	0,611	-0,264	0,424
alder 31-35 år	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					0,782**	0,508	0,019	0,147
alder 31-35 år	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					0,089	-0,186	0,091	0,566**
alder 31-35 år	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					0,051	0,087	-0,069	0,340*
alder 31-35 år	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])					0,295	0,963	-0,170	0,224
alder 36-40 år	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					0,424	-0,065	0,143	0,194
alder 36-40 år	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					0,487*	-0,291	-0,252	0,512*
alder 36-40 år	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					0,006	0,186	-0,077	0,258
alder 36-40 år	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])					0,151	0,444	-0,209	-0,686
alder 46-50 år	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					-0,324	-0,613	-1,070*	-0,175
alder 46-50 år	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					-0,079	-0,440	-0,301	0,093
alder 46-50 år	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					-0,083	-0,090	-0,238*	-0,069
alder 46-50 år	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])					-0,362	0,455	-0,093	-0,256
alder 51-54 år	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					-0,169	-1,962**	-0,737	-0,767
alder 51-54 år	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					0,473	-2,504**	0,008	0,196
alder 51-54 år	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					0,198	0,196	-0,158	0,346
alder 51-54 år	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])					-0,126	-0,611	-0,407	0,153
gift	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-6,569	-7,178	-15,355	-3,859	0,169	-0,084	0,208	0,401
gift	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-9,305	-0,832	0,594	-0,253	0,560***	-0,094	0,089	0,763***
gift	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	0,384	0,173	-0,454	-0,122	-0,089	0,220	-0,036	0,197*
gift	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	-0,124	0,241	-0,534	0,629	0,259	-0,026	-0,145	0,084
Grunn- el. hj.stønad	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					0,213	-0,316	1,114**	0,534
Grunn- el. hj.stønad	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					0,197	0,420	-8,814	-1,203
Grunn- el. hj.stønad	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					0,292	-0,030	-0,439	-0,572
Grunn- el. hj.stønad	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])					-0,119	1,520**	-0,706	0,128
barn u. 3 år i fam.	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-8,278	-7,583	-3,678	0,253	0,298	0,375	-0,279	-0,034
barn u. 3 år i fam.	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,642	-0,358	-0,804*	-0,775***	0,069	0,146	-0,324*	-0,658***
barn u. 3 år i fam.	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,622	-0,005	-0,456	-0,523*	0,176**	-0,145	-0,310***	-0,178
barn u. 3 år i fam.	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	0,744	0,403	-0,733	0,283	-0,037	0,248	-0,283*	0,125
barn 3-17 år i fam.	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-0,608	-0,555	-19,680	-3,772	0,186	-0,210	-0,141	0,053
barn 3-17 år i fam.	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,121	0,154	-0,177	0,056	-0,088	-0,374	0,124	0,026
barn 3-17 år i fam.	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,187	-0,066	-0,003	-0,215	0,109	-0,067	0,077	0,021
barn 3-17 år i fam.	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	-0,057	0,170	-0,123	0,475	-0,185	-0,363	0,001	0,139
ikke- vestlig innvandrere	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-0,147	-2,314	-5,104	2,485	0,012	0,872*	0,161	-0,463
ikke- vestlig innvandrere	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-0,073	0,019	-0,922	0,532*	-0,276	0,558*	0,342	0,553**
ikke- vestlig innvandrere	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	0,148	0,548*	-0,321	1,017***	0,218**	0,572***	0,309***	0,140
ikke- vestlig innvandrere	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	0,520	0,693	-0,041	-0,893	0,508**	-0,078	0,112	0,086

Note: Koeffisientene er signifikant på: 1 prosent nivå (\*\*\*) , 5 prosent nivå (\*\*) eller 10 prosent nivå (\*), ved tosidig testing.

1) Sannsynlighetsforholdet mellom to utfall kalles odds. Utfallene LT, AP, OP, JK er hhv. start på lønnstilskudd, arbeidspraksis, opplæringstiltak unntatt jobbklubb og jobbklubb fjerde kvartal 2004, og HL er ikke på tiltak fjerde kvartal 2004.

Tabell A.1 (forts.). Tiltaksdeltakere og ikke-deltakere 4. kvartal 2004. Multinomiske logitestimater, etter strata

Variabel	Log-odds koeffisient 1)	Ung mann, med dagpenger	Ung mann, uten dagpenger	Ung kvinne, med dagpenger	Ung kvinne, uten dagpenger	Voksen mann, med dagpenger	Voksen mann, uten dagpenger	Voksen kvinne, med dagpenger	Voksen kvinne, uten dagpenger
Hedmark og Oppland	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-1,803	-5,742	-107,200**	5,526	0,322	0,699	1,477*	0,248
Hedmark og Oppland	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-0,643	-0,659	-0,646	1,029*	-0,951	-0,797	-0,912	1,735***
Hedmark og Oppland	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	1,308***	1,037*	1,841**	1,819***	0,308	0,332	0,037	0,639
Hedmark og Oppland	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	-0,932	-16,803	-5,346	4,337***	-11,101	-9,683	-1,283	1,159
Sør-Østlandet	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	0,853	1,072	-161,997	-2,376	0,700*	1,341	0,751	0,978
Sør-Østlandet	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-0,565	-0,400	-0,861	0,152	-0,138	-0,238	-0,207	0,088
Sør-Østlandet	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	1,057***	0,928**	1,116*	1,220**	0,732***	0,907***	0,450***	0,305
Sør-Østlandet	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	1,251	-1,421	2,778***	6,442	1,058***	0,395	1,278***	3,325***
Agder og Rogaland	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-1,680	-0,408	-74,600*	15,928	0,341	1,451*	1,079**	0,074
Agder og Rogaland	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-0,608	0,132	-0,729	0,820*	0,336	-0,190	0,336	0,477
Agder og Rogaland	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	0,175	0,380	-1,436*	-0,083	-0,195	-0,276	-0,582***	-0,528**
Agder og Rogaland	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	1,930**	-2,081	3,126***	5,597	1,170***	0,810	2,059***	2,827***
Vestlandet	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	0,366	2,216*	-106,646**	5,117	1,222***	2,064**	1,087*	0,817
Vestlandet	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-0,013	0,187	-0,770	0,580	0,092	-0,920*	-0,023	0,761*
Vestlandet	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	0,593	0,625	0,357	0,451	0,338**	0,431	-0,068	0,114
Vestlandet	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	0,810	-1,429	2,662**	6,269	0,333	0,630	1,119***	2,303***
Trøndelag	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-3,696**	0,827	-98,042**	5,010	1,012**	-0,392	1,046	1,178
Trøndelag	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,010	0,467	-0,219	1,221**	0,637	0,560	1,152**	1,492***
Trøndelag	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	0,984**	1,195**	1,413**	1,449**	0,680***	-0,415	0,076	-0,216
Trøndelag	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	0,278	-3,066*	-5,530	6,091	0,189	-0,143	0,554	1,684*
Nord-Norge	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-0,712	1,777	-77,076**	6,557	1,203***	1,968**	1,570***	1,257
Nord-Norge	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-0,377	0,451	-0,270	0,849*	-1,190**	0,076	0,476	0,550
Nord-Norge	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	0,895**	0,972**	-0,935	0,853	0,161	-0,916***	-0,342*	-0,274
Nord-Norge	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	1,496*	-1,652	1,279	6,859	0,354	-0,088	0,822**	2,081**
sentralitet 0	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	0,498	-0,419	12,067*	-5,643	0,553**	-1,241**	0,143	0,457
sentralitet 0	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,494	0,506*	-0,095	0,054	0,417	0,480	0,007	0,953***
sentralitet 0	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,042	-0,622*	-1,075*	-0,108	-0,185	0,013	0,041	0,269
sentralitet 0	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	0,572	1,623*	-0,930	1,603*	-0,020	0,382	-0,159	0,014
sentralitet 1	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	0,480	-0,727	24,509**	-1,056	0,312	-0,024	0,007	0,600
sentralitet 1	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,843**	0,602**	-0,114	0,238	-0,253	0,649*	0,468	0,122
sentralitet 1	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,314	-0,704*	-0,492	-0,427	-0,512***	-0,221	-0,301	-0,864***
sentralitet 1	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	-0,157	2,370***	0,410	0,738	0,432*	-0,230	0,645***	-0,649
sentralitet 2	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	0,095	-1,573*	14,336*	-1,601	0,036	-0,562	-0,208	-0,507
sentralitet 2	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,407	0,416*	0,240	0,058	0,397	0,433	0,184	-0,015
sentralitet 2	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,085	0,397	-1,005**	-0,384	-0,082	-0,411*	0,094	-0,108
sentralitet 2	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	0,312	1,566**	-0,715	2,098**	-0,098	0,147	0,042	-0,218
utd. nivå 0,1,2	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	0,687	-0,862	-1,852	-5,665	-0,011	-0,528	-0,048	0,010
utd. nivå 0,1,2	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,072	1,086***	-0,115	0,987***	0,023	0,092	-0,228	-0,127
utd. nivå 0,1,2	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,090	0,769***	-0,233	0,305	-0,242**	0,179	-0,296**	-0,011
utd. nivå 0,1,2	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	1,219***	-18,153	-1,813	0,147	-0,251	0,470	-0,544*	0,304
utd. nivå 3	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-0,068	0,385	5,668	-5,566	-0,086	-1,024**	-0,404	-0,504
utd. nivå 3	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-0,037	0,781***	-0,483	0,581**	0,322	-0,439	0,397*	-0,084
utd. nivå 3	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,116	0,937***	-0,209	0,187	0,222**	0,149	-0,019	0,270*
utd. nivå 3	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	0,879**	0,362	-0,574	-1,251*	0,163	0,976*	0,440**	0,338
utd. nivå 5	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					0,091	0,706	-1,366	-8,765
utd. nivå 5	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					0,407	-0,114	0,345	-1,388
utd. nivå 5	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					0,277*	0,392	-0,020	-0,062
utd. nivå 5	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])					0,193	0,273	-0,451	-8,551

Note: Koeffisientene er signifikant på: 1 prosent nivå (\*\*\*) , 5 prosent nivå (\*\*) eller 10 prosent nivå (\*), ved tosidig testing.

1) Sannsynlighetsforholdet mellom to utfall kalles odds. Utfallene LT, AP, OP, JK er hhv. start på lønnskudd, arbeidspraksis, opplæringstiltak unntatt jobbkubb og jobbkubb fjerde kvartal 2004, og HL er ikke på tiltak fjerde kvartal 2004.

**Tabell A.1 (forts.). Tiltaksdeltakere og ikke-deltakere 4. kvartal 2004. Multinomiske logitestimater, etter strata**

Variabel	Log-odds koeffisient 1)	Ung mann,		Ung kvinne,		Voksen	Voksen	Voksen	Voksen
		med dagpenger	uten dagpenger	med dagpenger	uten dagpenger	mann, med dagpenger	mann, uten dagpenger	kvinne, med dagpenger	kvinne, uten dagpenger
utd. nivå 6	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					-0,155	-0,370	-0,229	0,239
utd. nivå 6	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					0,261	-0,061	-0,287	0,276
utd. nivå 6	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					0,068	-0,008	-0,034	-0,238
utd. nivå 6	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])					-0,025	-0,736	0,038	-0,054
utd. nivå 6,7,8	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-5,977	-5,983	5,342	6,623				
utd. nivå 6,7,8	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-6,504	0,275	-7,480	-0,981				
utd. nivå 6,7,8	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,191	-0,542	-9,660	-0,268				
utd. nivå 6,7,8	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	-5,520	-8,737	-6,784	-0,216				
utd. nivå 7,8	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					-0,227	-1,507	0,438	0,431
utd. nivå 7,8	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					-0,010	-0,437	0,269	0,005
utd. nivå 7,8	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					0,135	0,074	0,424**	-0,179
utd. nivå 7,8	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])					0,173	-0,089	0,289	0,093
utd. nivå 9	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	1,877	1,020	-10,804	7,480	-0,405	-0,990	-0,451	0,135
utd. nivå 9	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,029	1,347**	0,041	0,492	0,154	0,238	0,791	-0,426
utd. nivå 9	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,084	0,381	0,644	0,135	-0,192	-0,078	-0,528**	0,359
utd. nivå 9	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	-0,209	0,954	-8,949	-7,826	-0,275	1,494	0,056	-0,146
i utd. 1/10-2003	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-0,152	-0,499	-8,231	5,453	0,057	-0,134	-0,404	-0,123
i utd. 1/10-2003	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,133	0,129	-0,190	0,176	0,438**	-0,224	0,502**	0,055
i utd. 1/10-2003	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,329	0,097	-0,301	-0,063	0,139	0,018	0,106	0,142
i utd. 1/10-2003	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	-0,007	0,342	0,006	1,299*	-0,077	-0,247	-0,397	0,243
foreld. utd.nivå 3,4,5	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	0,428	-0,775	-1,206	-5,482				
foreld. utd.nivå 3,4,5	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,218	0,322	-0,190	-0,210				
foreld. utd.nivå 3,4,5	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	0,103	0,013	0,372	0,319				
foreld. utd.nivå 3,4,5	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	0,302	1,407	-0,300	-0,871				
foreld. utd.nivå 6,7,8	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	0,414	-0,062	-25,475	5,213				
foreld. utd.nivå 6,7,8	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-0,112	0,161	-0,455	-0,376				
foreld. utd.nivå 6,7,8	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,076	-0,590*	0,523	0,397				
foreld. utd.nivå 6,7,8	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	0,018	1,159	0,100	-1,320				
yrkesbakgrunn 0	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					0,466	-0,169	-0,035	0,892
yrkesbakgrunn 0	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					-0,327	-0,298	-1,143	-0,862
yrkesbakgrunn 0	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					-0,125	0,216	-0,212	0,034
yrkesbakgrunn 0	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])					-0,026	-0,748	0,008	-0,223
yrkesbakgrunn 1	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					0,049	0,293	0,270	-7,628
yrkesbakgrunn 1	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					0,031	-0,963	-0,443	-0,579
yrkesbakgrunn 1	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					-0,189	-0,045	-0,088	-0,105
yrkesbakgrunn 1	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])					-0,167	-0,698	-0,153	-0,083
yrkesbakgrunn 2	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					0,584*	-0,209	-0,588	0,669
yrkesbakgrunn 2	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					0,151	0,309	-0,001	-1,360**
yrkesbakgrunn 2	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					-0,200	-0,109	-0,017	0,392
yrkesbakgrunn 2	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])					0,270	-0,302	0,168	0,891*
yrkesbakgrunn 3	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					1,008***	0,126	-0,103	-0,059
yrkesbakgrunn 3	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					-0,047	0,502	-0,555*	-0,166
yrkesbakgrunn 3	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					0,064	0,304	-0,216*	0,029
yrkesbakgrunn 3	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])					-0,158	0,182	0,067	0,303
yrkesbakgrunn 4	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					0,780**	0,393	0,381	-0,239
yrkesbakgrunn 4	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					-0,316	0,806**	0,191	-0,166
yrkesbakgrunn 4	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					0,227*	0,246	0,253***	0,184
yrkesbakgrunn 4	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])					-0,002	0,508	0,411**	-0,228

Note: Koeffisientene er signifikant på: 1 prosent nivå(\*\*\*), 5 prosent nivå(\*\*) eller 10 prosent nivå(\*) , ved tosidig testing.

1) Sannsynlighetsforholdet mellom to utfall kalles odds. Utfallene LT, AP, OP, JK er hhv. start på lønnstilskudd, arbeidspraksis, opplæringstiltak unntatt jobbklubb og jobbklubb fjerde kvartal 2004, og HL er ikke på tiltak fjerde kvartal 2004.

Tabell A.1 (forts.). Tiltaksdeltakere og ikke-deltakere 4. kvartal 2004. Multinomiske logitestimater, etter strata

Variabel	Log-odds koeffisient 1)	Ung mann, med dagpenger	Ung mann, uten dagpenger	Ung kvinne, med dagpenger	Ung kvinne, uten dagpenger	Voksen mann, med dagpenger	Voksen mann, uten dagpenger	Voksen kvinne, med dagpenger	Voksen kvinne, uten dagpenger
yrkesbakgrunn 6	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					-0,250	0,222	2,027***	-7,115
yrkesbakgrunn 6	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					0,180	-0,061	1,398**	-1,457
yrkesbakgrunn 6	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					0,105	-0,338	0,501	-0,705
yrkesbakgrunn 6	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])					0,663	-0,458	-0,175	-0,144
yrkesbakgrunn 7	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					0,513*	0,361	0,168	1,073
yrkesbakgrunn 7	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					-0,171	0,260	-0,327	0,100
yrkesbakgrunn 7	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					0,128	0,052	0,200	0,215
yrkesbakgrunn 7	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])					-0,052	0,228	0,561	0,639
yrkesbakgrunn 8	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					0,433	0,579	0,365	0,092
yrkesbakgrunn 8	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					-0,410	-0,012	-0,441	-0,192
yrkesbakgrunn 8	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					0,289***	0,131	0,303**	0,325
yrkesbakgrunn 8	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])					0,218	0,237	0,248	0,493
yrkesbakgrunn 9	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					0,431	0,313	-0,791	-0,840
yrkesbakgrunn 9	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					-0,067	0,239	-0,037	0,105
yrkesbakgrunn 9	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					0,154	0,272	0,109	0,041
yrkesbakgrunn 9	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])					-0,249	-0,195	0,093	-0,155
permitert sept. '04	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					-0,285		-0,933	
permitert sept. '04	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					-0,909		-8,998	
permitert sept. '04	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					-0,905***		-0,703**	
permitert sept. '04	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])					-0,890*		-1,547	
siste led.per., ant. mnd.	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	0,083**	-0,017	-0,192	0,227	0,024**	0,016	0,028	0,014
siste led.per., ant. mnd.	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,034	0,088***	0,137***	0,122***	0,062***	0,016	0,066***	-0,006
siste led.per., ant. mnd.	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	0,082***	-0,003	0,117***	0,101***	0,037***	-0,003	0,061***	-0,002
siste led.per., ant. mnd.	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	0,100***	0,154**	0,121**	0,227**	0,033***	0,028	0,055***	0,012
mnd. ledig i 1991-97	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					0,005	-0,012	0,004	0,031***
mnd. ledig i 1991-97	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					0,006	-0,005	-0,005	-0,010
mnd. ledig i 1991-97	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					0,000	-0,003	-0,002	-0,003
mnd. ledig i 1991-97	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])					0,005	-0,013	0,005	0,001
mnd. led. 2002-04	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-0,121***	-0,127**	-0,501	-0,292	-0,047***	-0,037*	-0,020	-0,099***
mnd. led. 2002-04	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-0,045*	-0,159***	-0,127**	-0,200***	-0,063***	-0,057***	-0,078***	-0,052***
mnd. led. 2002-04	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,091***	-0,060***	-0,093***	-0,144***	-0,047***	-0,035***	-0,064***	-0,049***
mnd. led. 2002-04	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	-0,090***	-0,155***	-0,047	-0,346***	-0,041***	-0,049**	-0,055***	-0,072***
mnd. led. 1998-01	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-0,086	0,020	-0,369	-0,127	-0,013	-0,018	-0,006	-0,079**
mnd. led. 1998-01	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,022	-0,055**	0,006	-0,064	-0,053***	-0,035***	-0,020*	-0,015
mnd. led. 1998-01	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,018	-0,031	-0,034	-0,053	-0,015***	-0,006	-0,009*	-0,011*
mnd. led. 1998-01	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	0,005	0,078*	0,090	-0,145	-0,009	-0,008	-0,007	0,004
mnd. på tiltak 2002-04	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	0,133**	0,183***	-0,983	0,319	0,120***	0,167***	0,073	0,163***
mnd. på tiltak 2002-04	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,069	0,031	0,143**	0,061**	0,055**	0,051*	0,030	0,031
mnd. på tiltak 2002-04	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	0,018	0,063**	-0,037	0,046	0,015	0,057***	-0,035**	0,076***
mnd. på tiltak 2002-04	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	-0,037	-0,099	0,027	0,023	-0,019	0,016	-0,025	0,079**
mnd. på tiltak 1998-01	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-0,082	-0,030	-8,215	-0,339	-0,033	-0,020	-0,057	-0,080
mnd. på tiltak 1998-01	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-0,030	-0,049	0,019	-0,037	0,014	0,064***	0,010	0,053**
mnd. på tiltak 1998-01	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	0,018	0,058*	0,059	-0,020	0,033***	-0,013	0,002	0,043***
mnd. på tiltak 1998-01	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	-0,033	-0,207	0,059	0,222*	0,007	-0,037	-0,013	0,033
På attføringstiltak i '91-'97	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					-0,481	0,220	-0,029	-7,636
På attføringstiltak i '91-'97	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					-0,231	0,530	-0,174	-0,357
På attføringstiltak i '91-'97	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					-0,133	0,008	0,173	-0,090
På attføringstiltak i '91-'97	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])					0,306	0,569	0,346	0,293

Note: Koeffisientene er signifikant på: 1 prosent nivå(\*\*\*) , 5 prosent nivå (\*\*) eller 10 prosent nivå (\*), ved tosidig testing.

1) Sannsynlighetsforholdet mellom to utfall kalles odds. Utfallene LT, AP, OP, JK er hhv. start på lønnskudd, arbeidspraksis, opplæringstiltak unntatt jobbklubb og jobbklubb fjerde kvartal 2004, og HL er ikke på tiltak fjerde kvartal 2004.

**Tabell A.1 (forts.). Tiltaksdeltakere og ikke-deltakere 4. kvartal 2004. Multinomiske logitestimater, etter strata**

Variabel	Log-odds koeffisient 1)	Ung mann, med dagpenger	Ung mann, uten dagpenger	Ung kvinne, med dagpenger	Ung kvinne, uten dagpenger	Voksen mann, med dagpenger	Voksen mann, uten dagpenger	Voksen kvinne, med dagpenger	Voksen kvinne, uten dagpenger
PGI i 2002 målt i G	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	0,116	0,476**	1,121	2,236	-0,027	-0,145	0,065	-0,214
PGI i 2002 målt i G	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,061	-0,094	0,011	-0,240	-0,041	-0,020	0,089**	-0,269**
PGI i 2002 målt i G	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	0,157***	0,068	0,023	-0,004	-0,001	-0,042	0,046**	0,054
PGI i 2002 målt i G	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	0,231**	-0,174	0,051	0,475	-0,077**	-0,207	-0,026	0,042
PGI i 2003 målt i G	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	0,039	-0,212	-7,378*	-1,356	-0,039	-0,048	-0,093	-0,009
PGI i 2003 målt i G	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-0,195*	-0,541***	-0,161	-0,256	-0,027	-0,255***	-0,166**	-0,128
PGI i 2003 målt i G	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,183***	-0,478***	-0,075	-0,326*	-0,048***	-0,160***	-0,104***	-0,324***
PGI i 2003 målt i G	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	-0,175	-0,445	-0,139	-1,424*	-0,012	0,124	-0,070	-0,139
Ant. år m. PGI>G tom.'03	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					0,042**	0,111***	0,015	0,045
Ant. år m. PGI>G tom.'03	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					-0,020	0,003	-0,043**	0,008
Ant. år m. PGI>G tom.'03	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					0,011*	0,015	0,010	-0,004
Ant. år m. PGI>G tom.'03	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])					0,041***	-0,014	-0,005	0,021
led.pct. e. øk. region	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-0,343	0,511	-10,908**	0,531	-0,225**	-0,063	0,160	0,170
led.pct. e. øk. region	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-0,039	-0,142	0,554	0,082	-0,168	-0,068	-0,253**	0,547***
led.pct. e. øk. region	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,346***	-0,428***	0,033	0,031	-0,231***	-0,010	-0,212***	0,061
led.pct. e. øk. region	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	-0,570**	0,164	-0,779**	-0,084	-0,496***	-0,341	-0,451***	-0,137
tiltakspct. etter fylke	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-0,108	-0,028	10,029*	0,403	-0,024	-0,002	-0,034	0,038
tiltakspct. etter fylke	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,043	0,090***	0,164	0,020	0,007	0,095**	0,003	-0,001
tiltakspct. etter fylke	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,043	-0,029	0,009	-0,081*	-0,040***	-0,100***	-0,005	-0,067***
tiltakspct. etter fylke	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	0,062	0,252**	-0,204**	0,182*	-0,020	-0,043	-0,058*	-0,043
Endr. i reg. led.pct. fra 4.kv. 2002-03 e. fylke	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-7,168***	-0,475	-2,325	21,215	-0,296	-2,368*	-0,501	1,068
Endr. i reg. led.pct. fra 4.kv. 2002-03 e. fylke	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,340	1,730***	1,188	1,324*	0,552	1,889**	1,928***	0,830
Endr. i reg. led.pct. fra 4.kv. 2002-03 e. fylke	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	1,037*	0,064	2,661**	0,614	0,611**	-1,654***	-0,001	-1,058**
Endr. i reg. led.pct. fra 4.kv. 2002-03 e. fylke	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	0,407	1,470	-0,166	0,775	-0,385	-0,324	-0,498	0,108
led.pct. e. utd. og landsdel	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-0,243	0,242	3,305*	-2,721	0,008	0,027	-0,077	-0,043
led.pct. e. utd. og landsdel	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,115	-0,012	0,105	-0,082	0,004	0,073	-0,198**	0,123**
led.pct. e. utd. og landsdel	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	0,061	-0,131*	0,003	-0,082	-0,025	0,043	0,002	-0,046
led.pct. e. utd. og landsdel	Ln(P[S=JK]/P[S=HL])	-0,054	0,024	0,164	-0,226	-0,099	-0,235	-0,130*	-0,011

Note: Koeffisientene er signifikant på: 1 prosent nivå (\*\*\*) , 5 prosent nivå (\*\*) eller 10 prosent nivå (\*), ved tosidig testing.

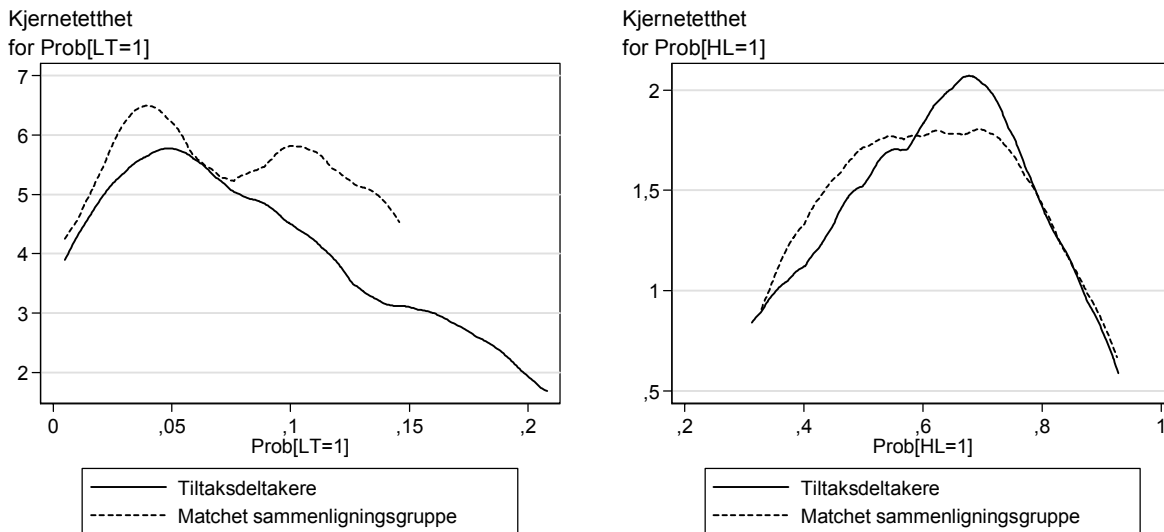
1) Sannsynlighetsforholdet mellom to utfall kalles odds. Utfallene LT, AP, OP, JK er hhv. start på lønnskudd, arbeidspraksis, opplæringstiltak unntatt jobbklubb og jobbklubb fjerde kvartal 2004, og HL er ikke på tiltak fjerde kvartal 2004.

**Vedlegg B**

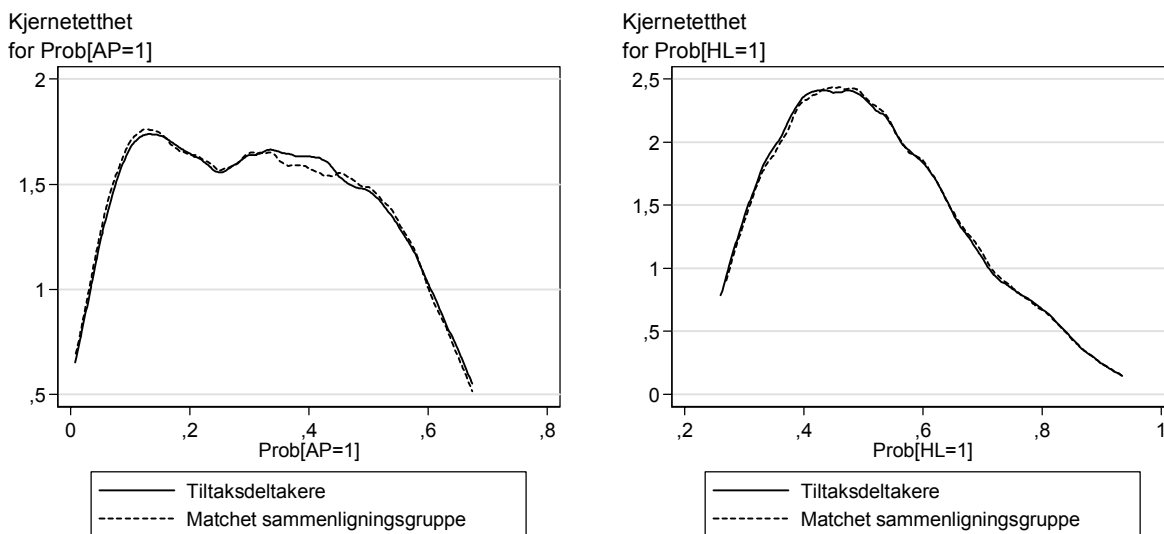
**B.1 Fordelinger av predikerte behandlingssannsynligheter**

**Figur B.1. Plott av estimert Epanechnikov kjernetetthet for predikerte behandlingssannsynligheter (Prob[*i*]) for personer som begynte på det analyserte tiltaket 4. kv. 2004 og matchede personer som ikke var på tiltak(HL) i kvartalet. Strata 2**

Påbegynt lønnstilskudd (LT) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet

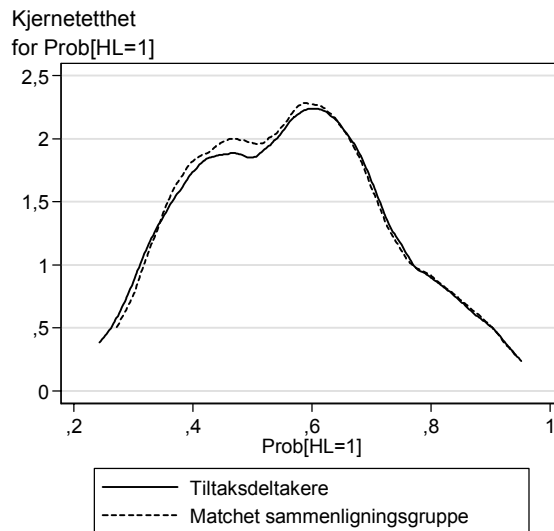
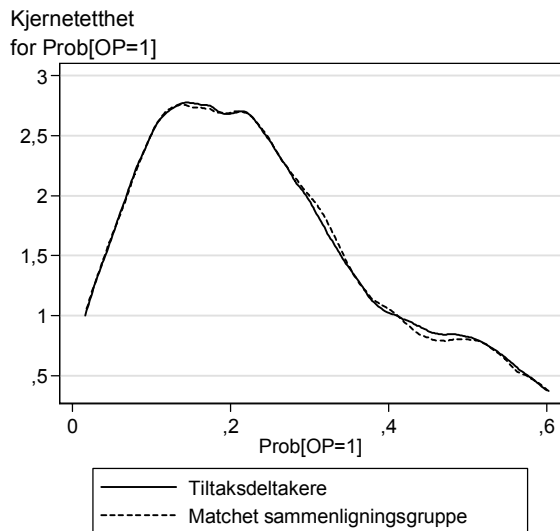


Påbegynt arbeidspraksis (AP) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet

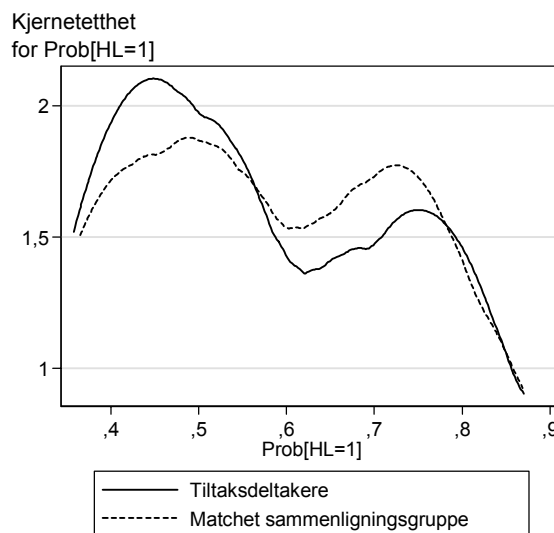
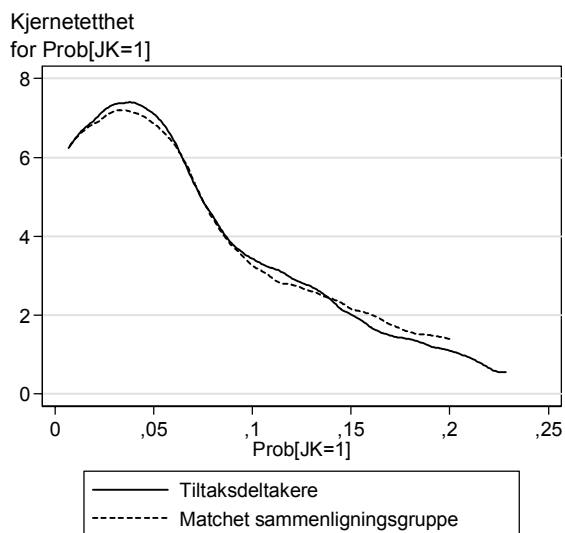




Påbegynt opplæringstiltak unntatt jobbklubb (OP) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet

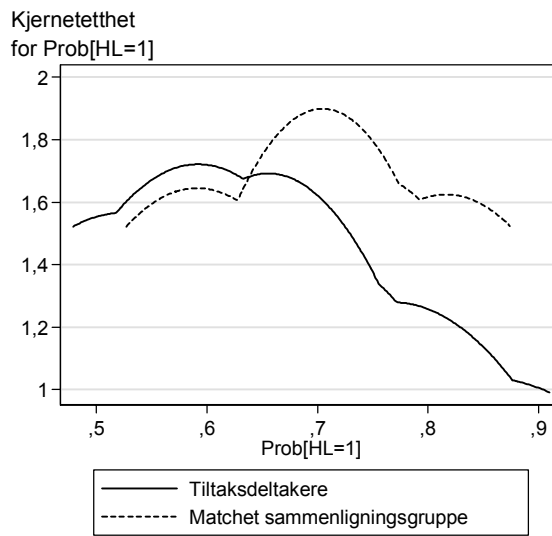
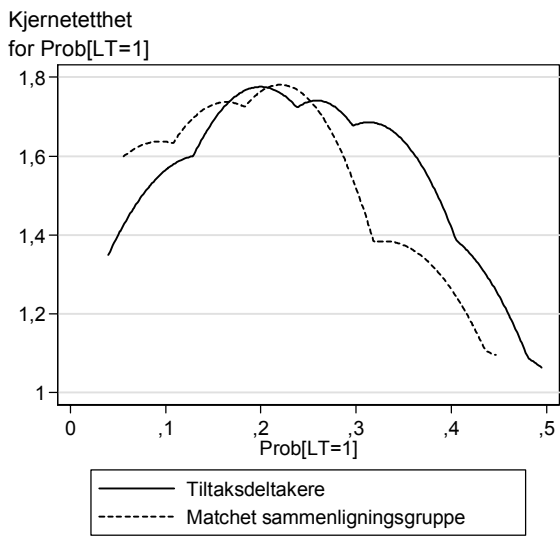


Påbegynt jobbklubb (JK) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet

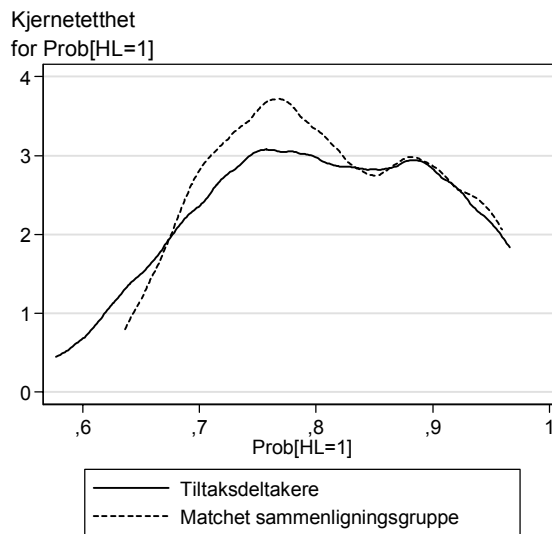
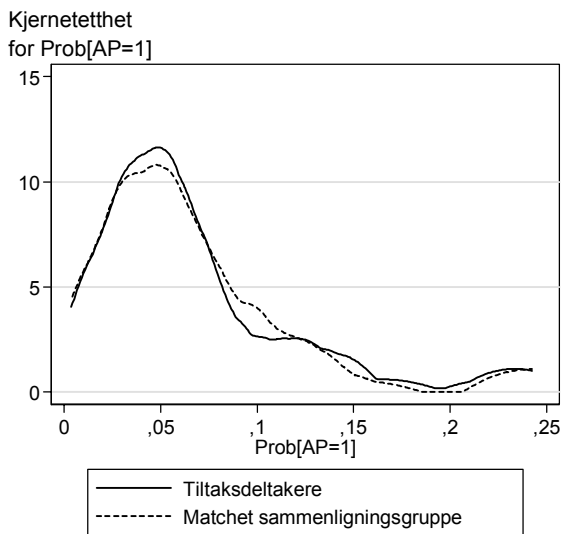


**Figur B.2. Plott av estimert Epanechnikov kjernetetthet for predikerte behandlingssannsynligheter (Prob[*i*]) for personer som begynte det analyserte tiltaket 4. kv. 2004 og matchede personer som ikke var på tiltak(HL) i kvartalet. Strata 3**

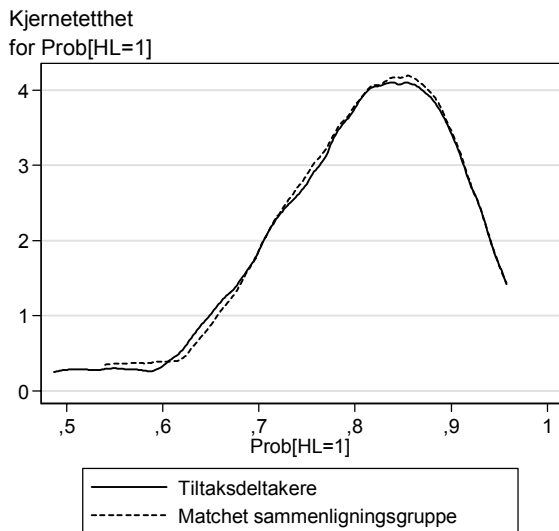
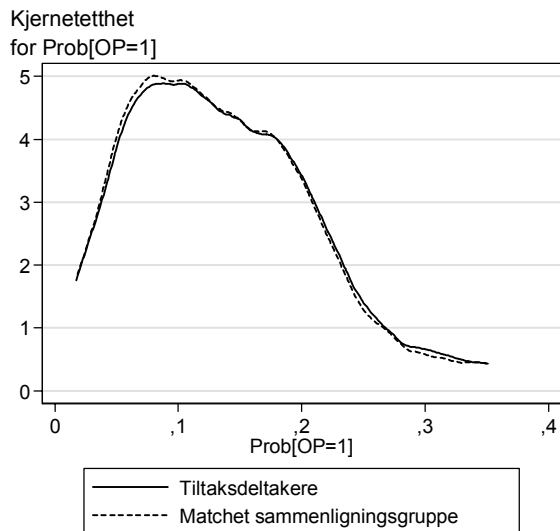
Påbegynt lønnstilskudd (LT) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet



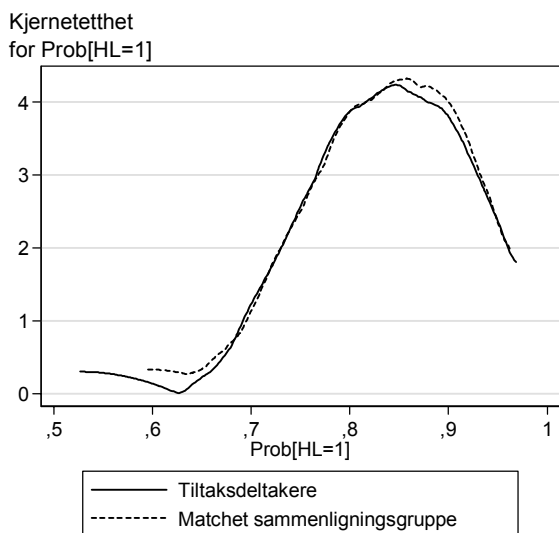
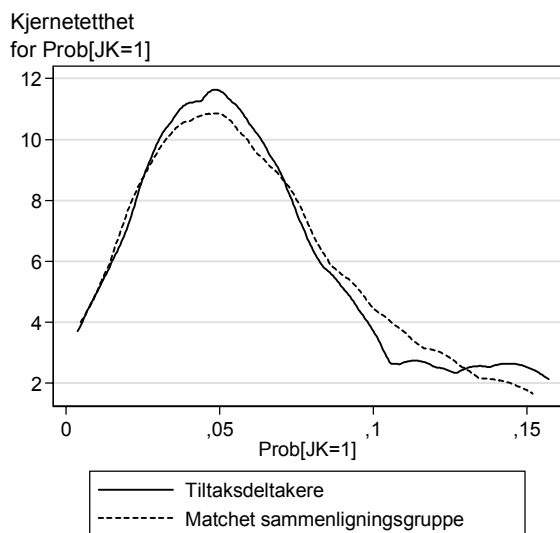
Påbegynt arbeidspraksis (AP) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet



Påbegynt opplæringstiltak unntatt jobbklubb (OP) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet

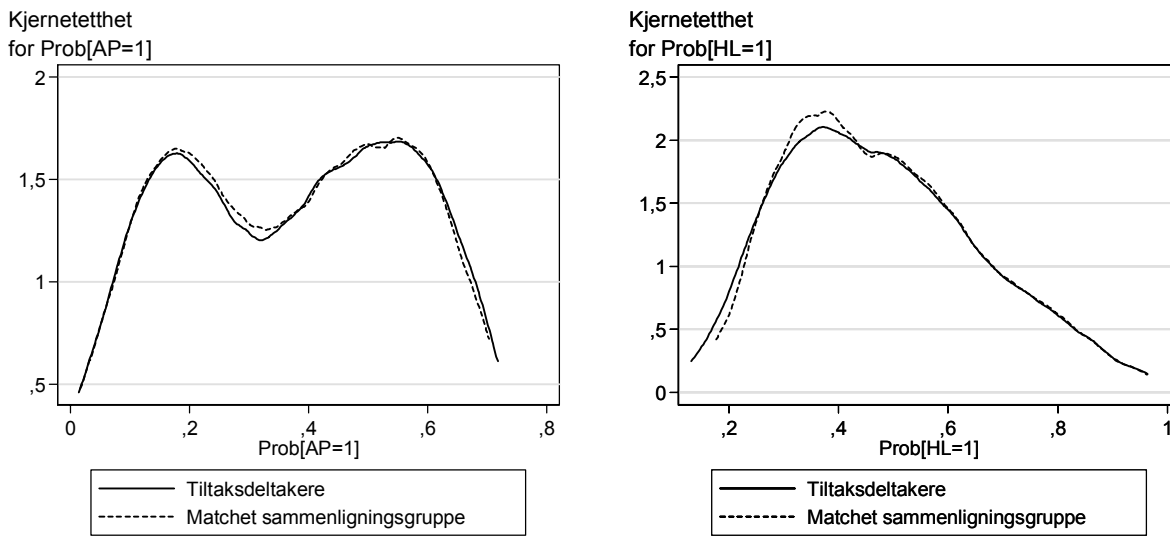


Påbegynt jobbklubb (JK) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet

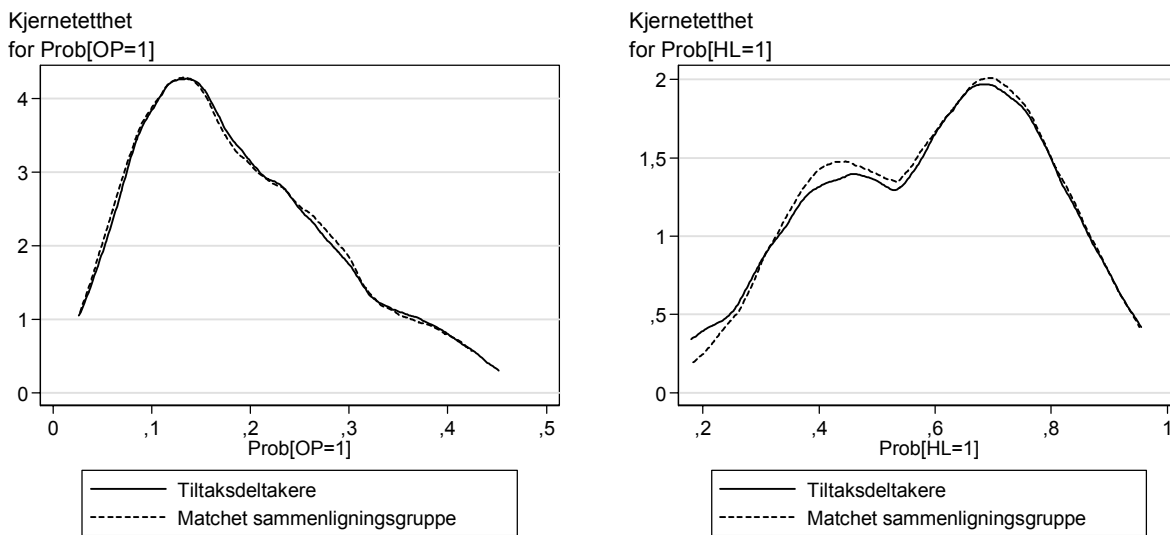


**Figur B.3. Plott av estimert Epanechnikov kjernetetthet for predikerte behandlingssannsynligheter (Prob[*I*]) for personer som begynte det analyserte tiltaket 4. kv. 2003 og matchede personer som ikke var på tiltak(HL) i kvartalet. Strata 4**

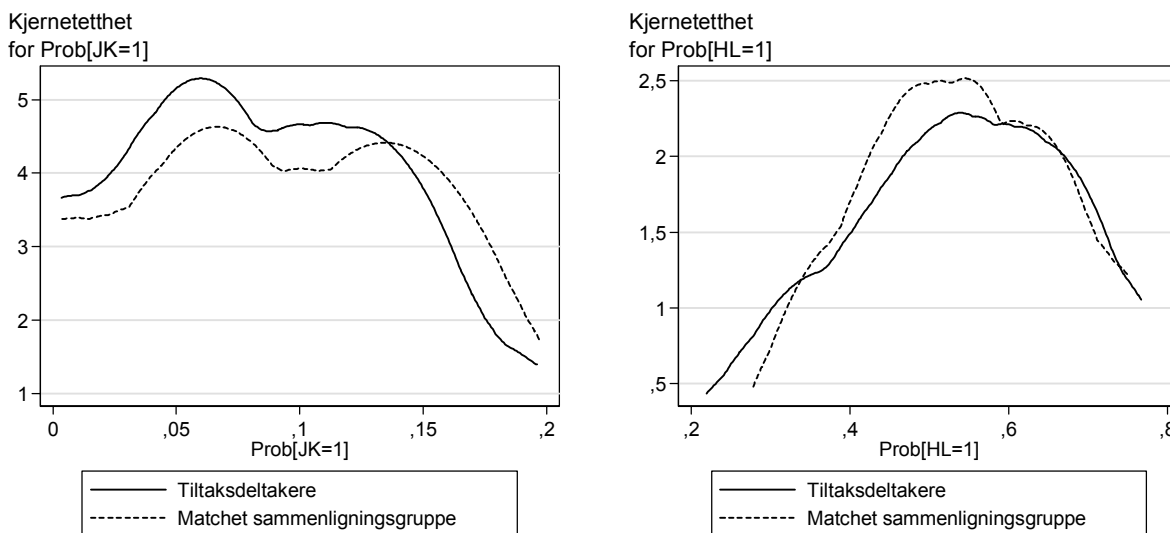
Påbegynt arbeidspraksis (AP) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet



Påbegynt opplæringstiltak (OP) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet

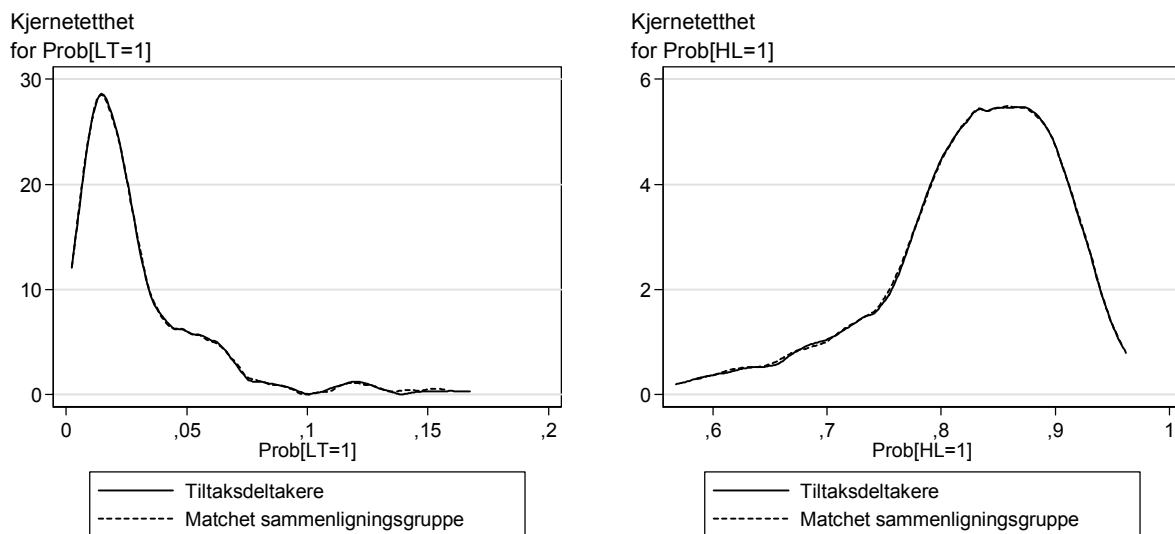


Påbegynt jobbklubb (JK) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet

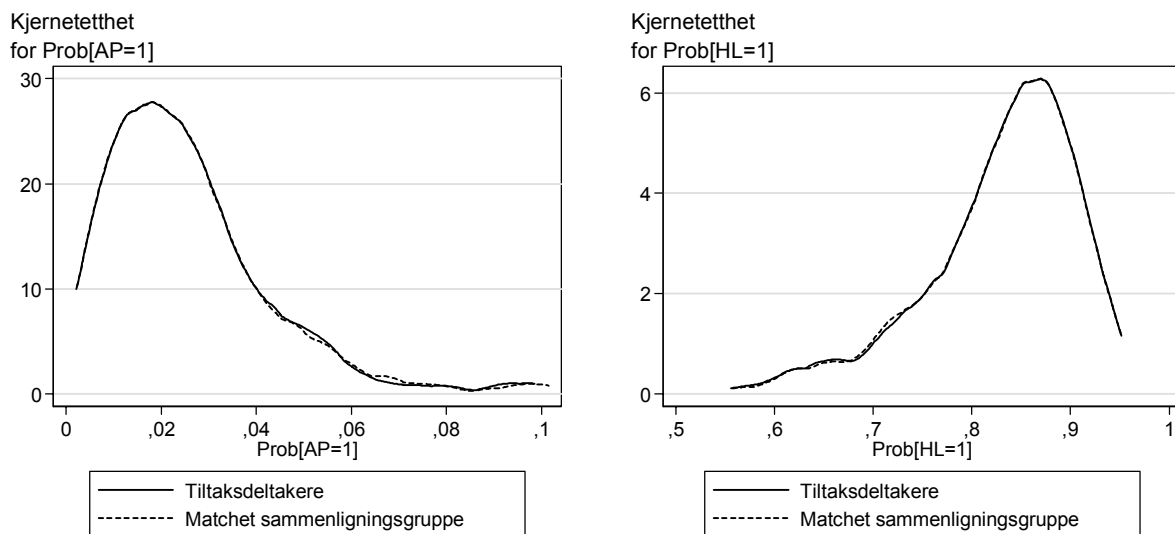


**Figur B.4. Plott av estimert Epanechnikov kjernetetthet for predikerte behandlingssannsynligheter (Prob[*I*]) for personer som begynte det analyserte tiltaket 4. kv. 2004 og matchede personer som ikke var på tiltak(HL) i kvartalet. Strata 5**

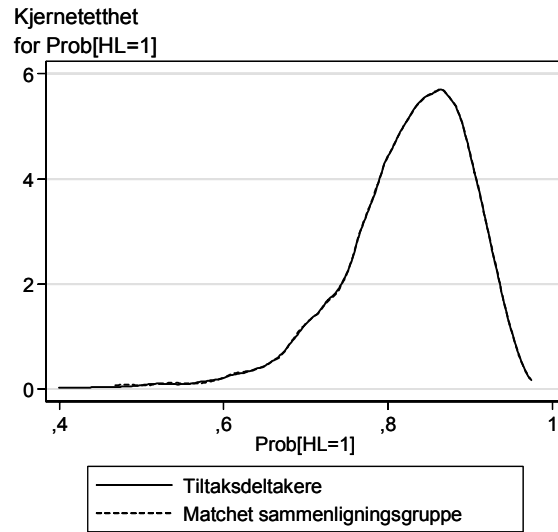
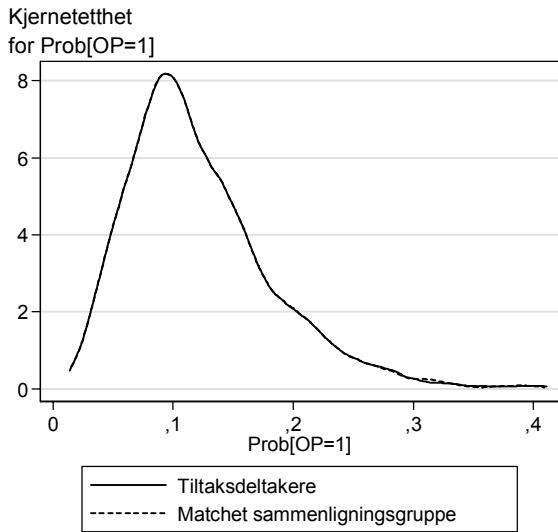
Påbegynt lønnstilskudd (LT) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet



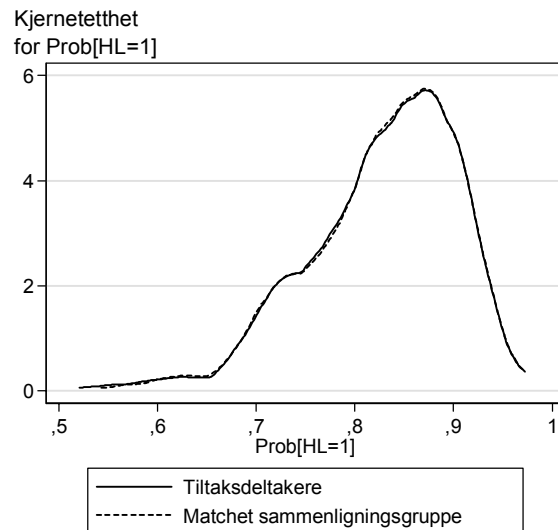
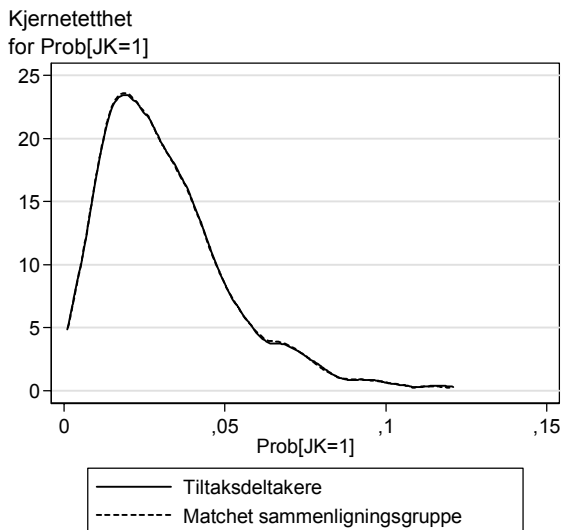
Påbegynt arbeidspraksis (AP) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet



Påbegynt opplæringstiltak unntatt jobbklubb (OP) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet

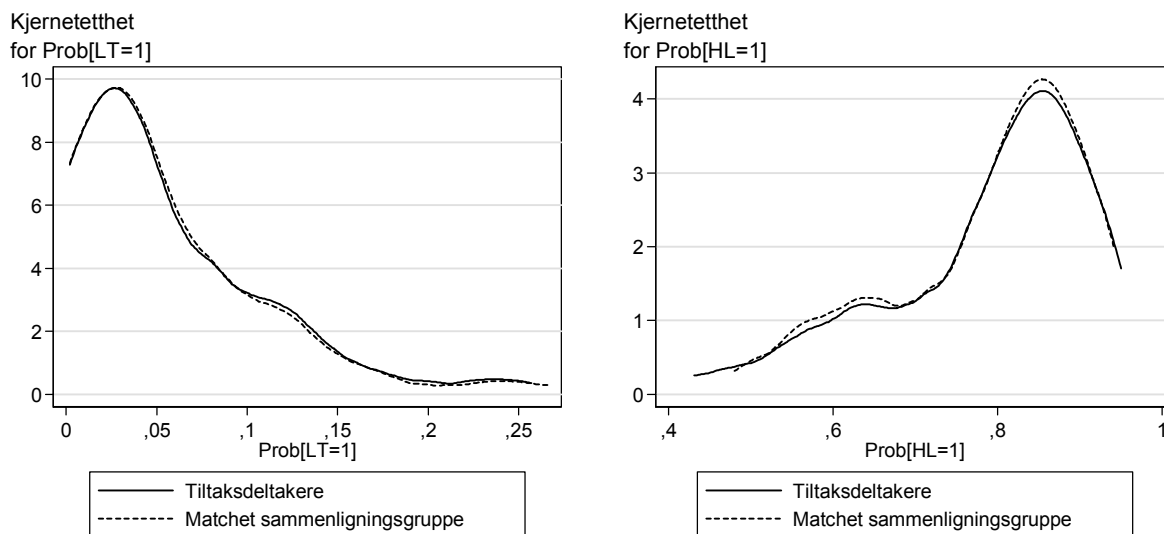


Påbegynt jobbklubb (JK) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet

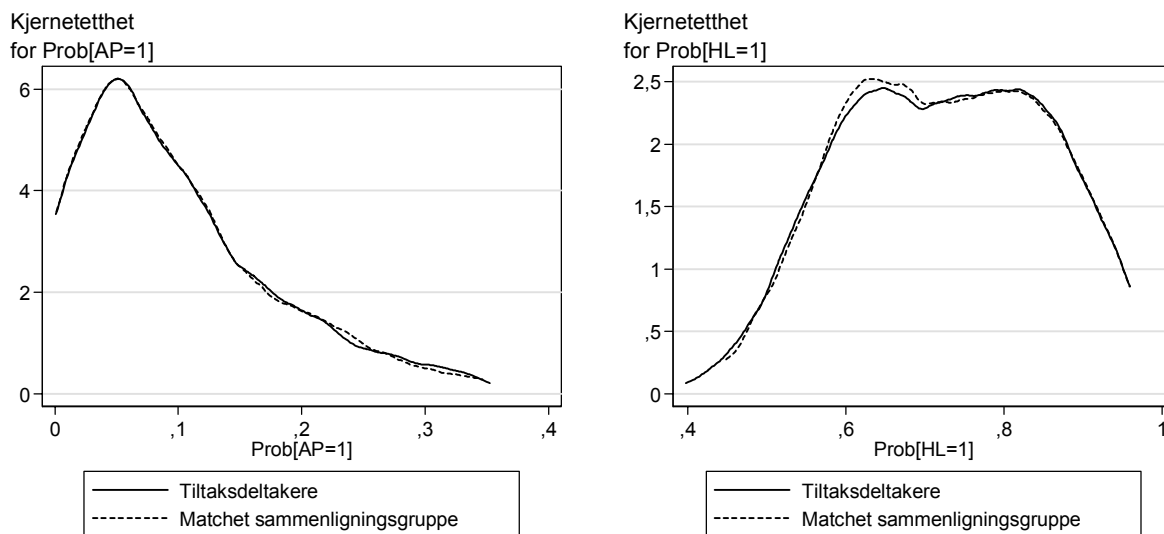


**Figur B.5. Plott av estimert Epanechnikov kjernetetthet for predikerte behandlingssannsynligheter (Prob[*I*]) for personer som begynte det analyserte tiltaket 4. kv. 2004 og matchede personer som ikke var på tiltak(HL) i kvartalet. Strata 6**

Påbegynt lønnstilskudd (LT) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet

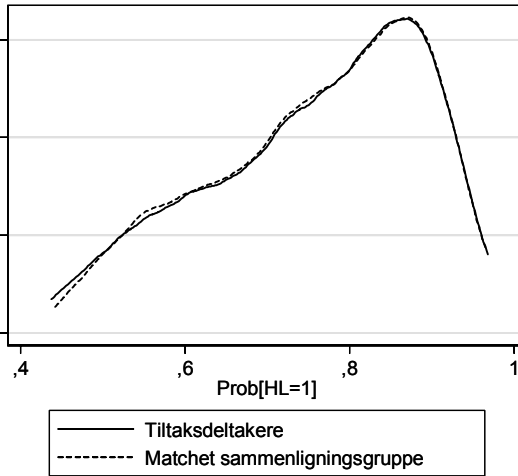
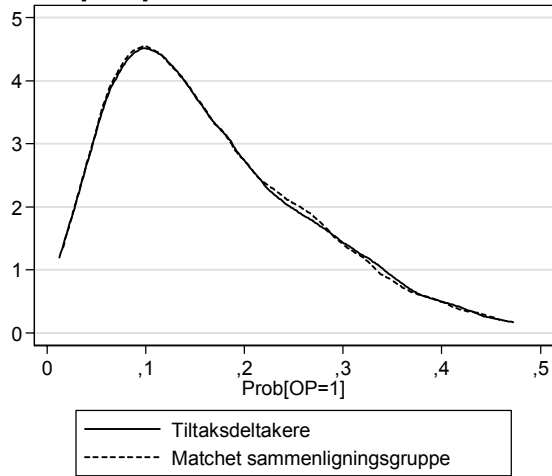


Påbegynt arbeidspraksis (AP) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet



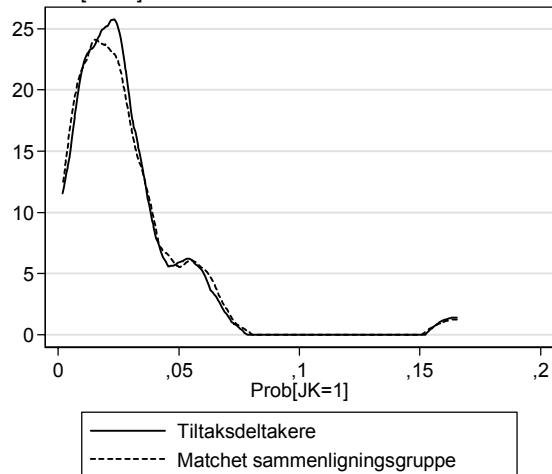
Påbegynt opplæringstiltak unntatt jobbklubb (OP) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet

Kjernetetthet for Prob[OP=1]

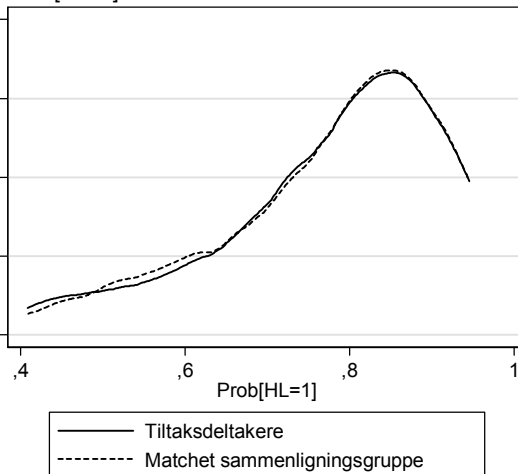


Påbegynt jobbklubb (JK) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet

Kjernetetthet for Prob[JK=1]



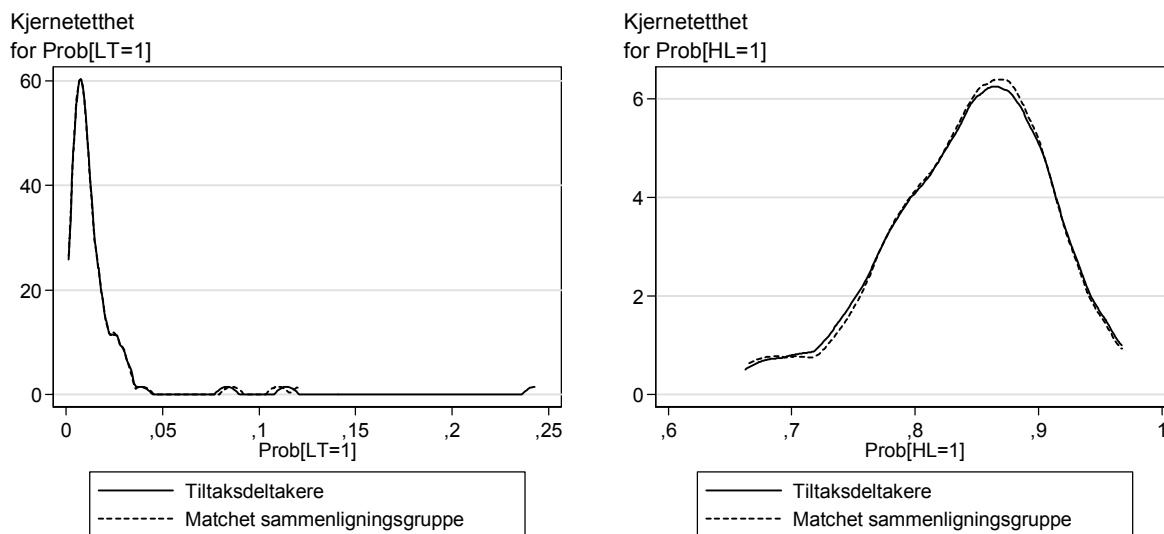
Kjernetetthet for Prob[HL=1]



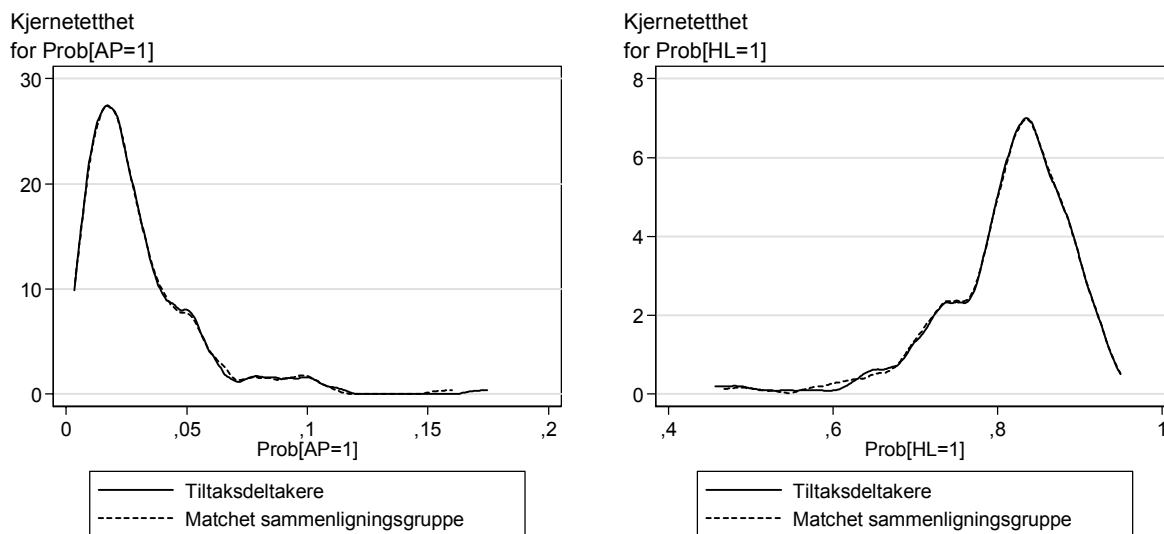


**Figur B.6. Plott av estimert Epanechnikov kjernetetthet for predikerte behandlingssannsynligheter (Prob[]) for personer som begynte det analyserte tiltaket 4. kv. 2004 og matchede personer som ikke var på tiltak(HL) i kvartalet. Strata 7**

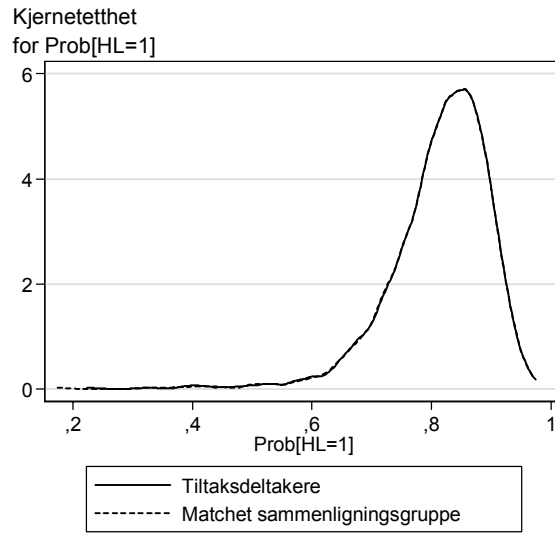
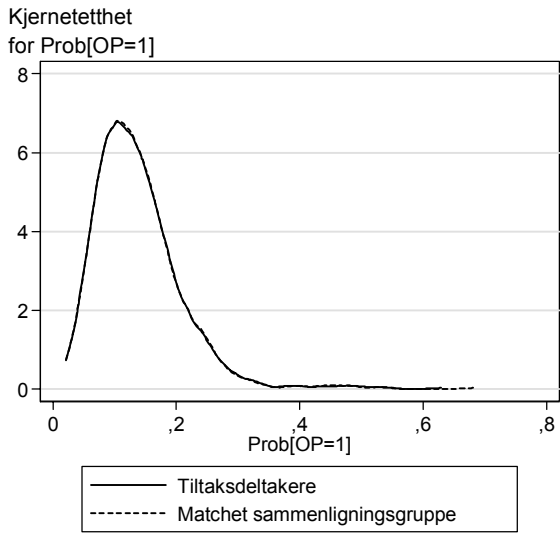
Påbegynt lønnstilskudd (LT) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet



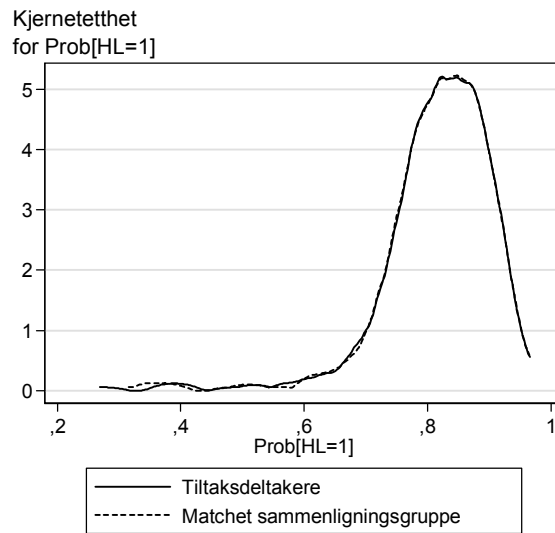
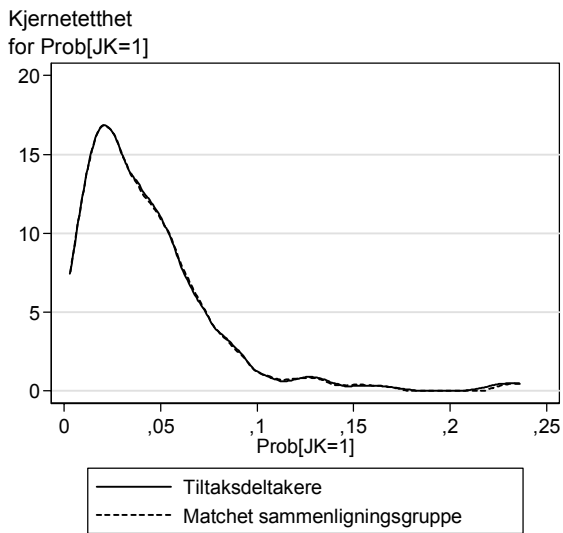
Påbegynt arbeidspraksis (AP) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet



Påbegynt opplæringstiltak unntatt jobbklubb (OP) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet

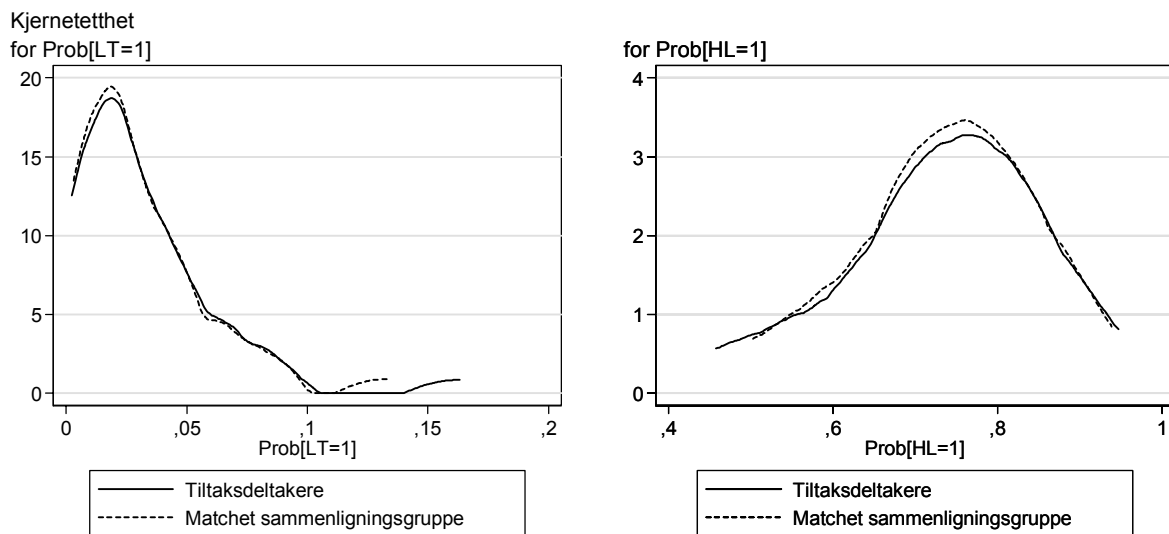


Påbegynt jobbklubb (JK) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet

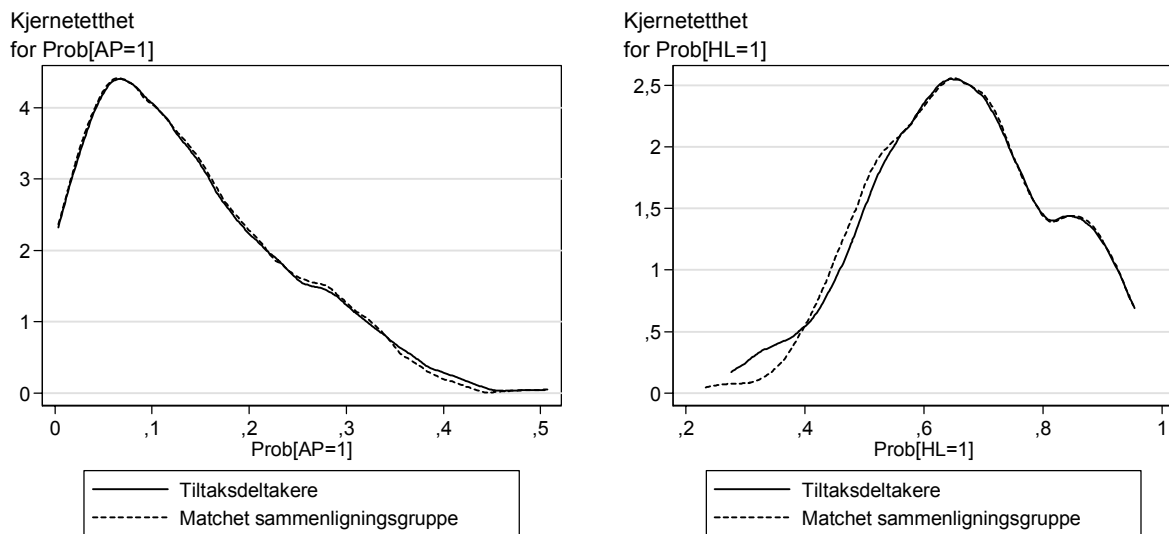


Figur B.7. Plott av estimert Epanechnikov kjernetetthet for predikerte behandlingssannsynligheter (Prob[*I*]) for personer som begynte det analyserte tiltaket 4. kv. 2004 og matchede personer som ikke var på tiltak(HL) i kvartalet

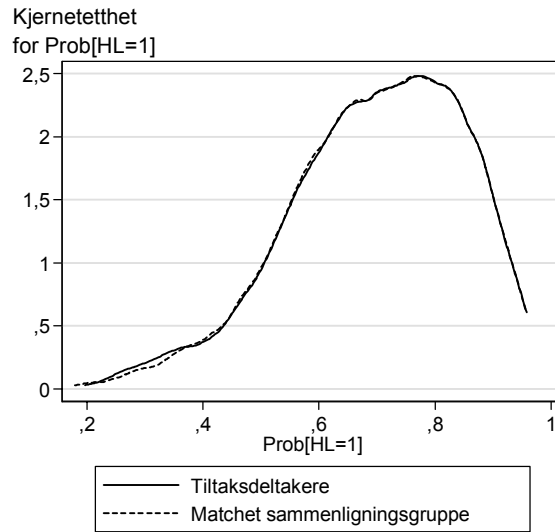
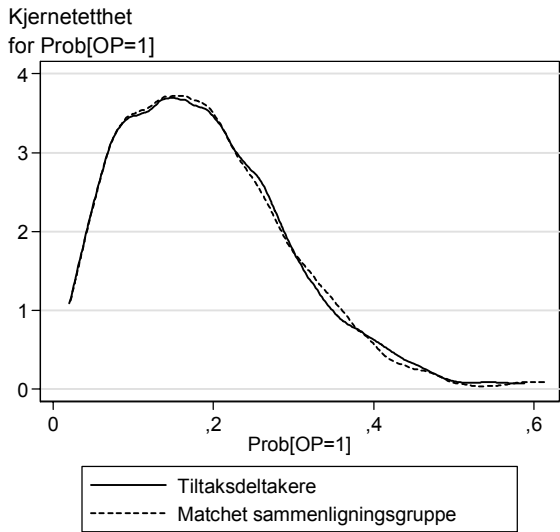
Påbegynt lønnstilskudd (LT) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet



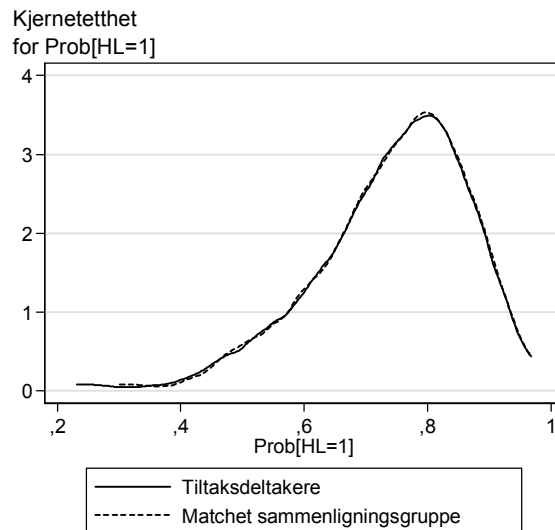
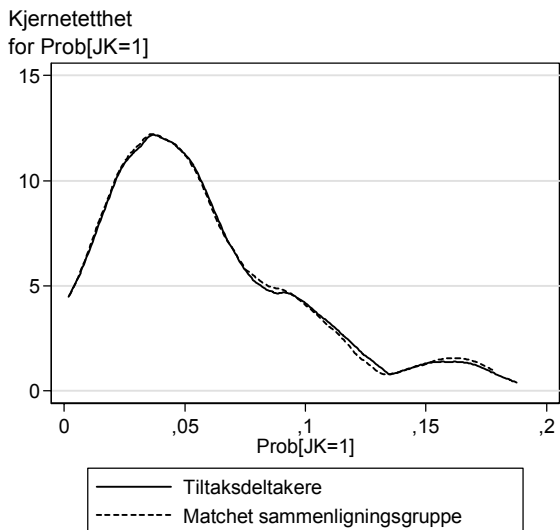
Påbegynt arbeidspraksis (AP) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet



Påbegynt opplæringstiltak unntatt jobbklubb (OP) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet



Påbegynt jobbklubb (JK) i 4. kv. '04 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet



**B.2. Gjennomsnittlig karakteristika for deltakere og matchede ikke-deltakere****Tabell B.1. Personer 16-24 år som begynte på lønnstilkudd 4. kvartal 2004 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2004. Utvalgsgjennomsnitt**

Variabel	Unge menn, med dagpenger		Unge menn, uten dagpenger		Unge kvinner, med dagpenger		Unge kvinner, uten dagpenger	
	Deltakere	Matchede ikke- deltakere	Deltakere	Matchede ikke- deltakere	Deltakere	Matchede ikke- deltakere	Deltakere	Matchede ikke- deltakere
alder	21,905	21,976	21,130	21,391	22,400	21,400		
gift	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		
barn u. 3 år i fam.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,200	0,000		
barn 3-17 år i fam.	0,214	0,238	0,217	0,130	0,000	0,000		
ikke- vestlig innvandr	0,071	0,024	0,043	0,000	0,000	0,000		
sentralitet 0	0,190	0,429	0,174	0,087	0,200	0,400		
sentralitet 1	0,119	0,119	0,130	0,043	0,200	0,000		
sentralitet 2	0,238	0,190	0,087	0,087	0,200	0,200		
sentralitet 3	0,452	0,262	0,609	0,783	0,400	0,400		
Oslo og Akershus	0,095	0,071	0,087	0,043	0,200	0,400		
Hedmark og Oppland	0,048	0,048	0,000	0,000	0,200	0,400		
Sør-Østlandet	0,262	0,286	0,130	0,043	0,000	0,000		
Agder og Rogaland	0,071	0,048	0,043	0,043	0,200	0,000		
Vestlandet	0,262	0,190	0,348	0,435	0,200	0,000		
Trøndelag	0,048	0,071	0,087	0,261	0,000	0,000		
Nord-Norge	0,214	0,286	0,304	0,174	0,200	0,200		
utd. nivå 0,1,2	0,167	0,238	0,087	0,000	0,000	0,000		
utd. nivå 3	0,262	0,333	0,696	0,783	0,600	0,800		
utd. nivå 4,5	0,524	0,405	0,174	0,217	0,400	0,200		
utd. nivå 6,7,8	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		
utd. nivå 9	0,048	0,024	0,043	0,000	0,000	0,000		
i utd. 1/10-2003	0,167	0,095	0,304	0,304	0,000	0,000		
foreld. utd.nivå 3,4,5	0,643	0,643	0,565	0,522	1,000	1,000		
foreld. utd.nivå 6,7,8	0,238	0,262	0,261	0,391	0,000	0,000		
PGI i 2003 målt i G	2,721	3,055	1,048	0,852	2,260	2,000		
PGI i 2002 målt i G	2,326	2,793	1,052	1,391	2,380	1,720		
siste led.per., ant. mnd.	5,643	6,000	2,913	5,217	4,200	3,400		
mnd. reg. led. 2002-04	8,690	9,762	5,957	7,130	9,000	10,800		
mnd. reg. led. 1998-01	0,881	1,214	2,000	1,957	0,600	0,000		
mnd. på tiltak 2002-04	1,119	0,595	2,957	2,000	0,800	0,600		
mnd. på tiltak 1998-01	0,310	0,857	0,826	1,348	0,000	0,000		
led.pct. etter øk. region nov. '03 (avvik fra landsgj.snitt)	-0,040	-0,040	0,196	0,087	-0,340	-0,860		
tiltaks pct. etter fylke sept. '04 (avvik fra landsgj.snitt)	0,919	-0,045	1,043	3,396	1,660	-0,420		
led.pct. e. utd. og landsdel nov. '03 (avvik fra gj.snitt)	0,548	0,476	2,130	1,696	0,600	0,600		
Endr. i reg. led. pct. fra 2002-'03 e. fylke	-0,245	-0,248	-0,248	-0,317	-0,240	-0,180		

**Tabell B.2. Personer 25-54 år som begynte på lønnstilskudd 4. kvartal 2004 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2004. Utvalgsgjennomsnitt**

Variabel	Voksne menn, med dagpenger		Voksne menn, uten dagpenger		Voksne kvinner, med dagpenger		Voksne kvinner, uten dagpenger	
	Matchede ikke-		Matchede		Matchede		Matchede	
	Deltakere	deltakere	Deltakere	deltakere	Deltakere	deltakere	Deltakere	deltakere
alder	36,876	37,876	37,038	37,321	35,950	36,713	35,231	35,000
gift	0,319	0,314	0,302	0,226	0,450	0,400	0,436	0,308
barn u. 3 år i fam.	0,190	0,190	0,170	0,151	0,313	0,275	0,256	0,359
barn 3-17 år i fam.	0,305	0,329	0,245	0,302	0,513	0,425	0,615	0,513
ikke- vestlig innvandrør	0,124	0,119	0,283	0,321	0,100	0,138	0,256	0,154
sentralitet 0	0,214	0,219	0,075	0,038	0,175	0,088	0,103	0,154
sentralitet 1	0,105	0,071	0,113	0,075	0,088	0,125	0,154	0,077
sentralitet 2	0,229	0,200	0,189	0,151	0,225	0,225	0,205	0,077
sentralitet 3	0,452	0,510	0,623	0,736	0,513	0,563	0,538	0,692
Oslo og Akershus	0,148	0,143	0,057	0,038	0,150	0,138	0,154	0,179
Hedmark og Oppland	0,043	0,024	0,038	0,019	0,075	0,063	0,026	0,026
Sør-Østlandet	0,162	0,176	0,132	0,151	0,138	0,163	0,231	0,231
Agder og Rogaland	0,081	0,062	0,189	0,226	0,175	0,163	0,103	0,128
Vestlandet	0,243	0,238	0,321	0,415	0,175	0,188	0,205	0,179
Trøndelag	0,105	0,148	0,038	0,019	0,100	0,113	0,128	0,077
Nord-Norge	0,219	0,210	0,226	0,132	0,188	0,175	0,154	0,179
utd. nivå 0,1,2	0,114	0,129	0,094	0,132	0,113	0,088	0,103	0,205
utd. nivå 3	0,338	0,329	0,226	0,283	0,263	0,275	0,205	0,205
utd. nivå 4	0,286	0,310	0,321	0,396	0,363	0,363	0,256	0,154
utd. nivå 5	0,052	0,033	0,113	0,057	0,013	0,000	0,000	0,000
utd. nivå 6	0,143	0,129	0,151	0,075	0,175	0,200	0,231	0,333
utd. nivå 7,8	0,033	0,029	0,019	0,038	0,050	0,063	0,077	0,103
utd. nivå 9	0,033	0,043	0,075	0,019	0,025	0,013	0,128	0,000
i utd. 1/10-2003	0,110	0,110	0,189	0,208	0,075	0,063	0,231	0,282
yrkesbakgrunn 0	0,029	0,029	0,038	0,038	0,013	0,013	0,051	0,026
yrkesbakgrunn 1	0,057	0,081	0,075	0,075	0,075	0,050	0,000	0,000
yrkesbakgrunn 2	0,081	0,071	0,038	0,019	0,038	0,013	0,103	0,077
yrkesbakgrunn 3	0,181	0,176	0,094	0,094	0,125	0,175	0,128	0,179
yrkesbakgrunn 4	0,110	0,119	0,075	0,094	0,238	0,250	0,128	0,154
yrkesbakgrunn 5	0,100	0,095	0,132	0,170	0,313	0,363	0,436	0,333
yrkesbakgrunn 6	0,010	0,019	0,038	0,057	0,050	0,025	0,000	0,000
yrkesbakgrunn 7	0,186	0,167	0,189	0,170	0,025	0,025	0,051	0,026
yrkesbakgrunn 8	0,152	0,138	0,170	0,094	0,075	0,075	0,026	0,000
yrkesbakgrunn 9	0,095	0,100	0,132	0,189	0,050	0,013	0,051	0,103
permittert sept. '03	0,043	0,033	0,000	0,000	0,013	0,025	0,000	0,000
På attføringstiltak i '91-'97	0,043	0,024	0,057	0,019	0,025	0,025	0,000	0,000
Mottatt grunn- el. hj. stønad '92-'02	0,019	0,010	0,019	0,000	0,050	0,063	0,026	0,051
PGI i 2003 målt i G	4,089	4,165	2,166	1,723	3,453	3,538	1,292	1,282
PGI i 2002 målt i G	4,505	4,421	2,366	2,242	3,866	3,819	1,215	1,192
Ant. år med PGI>G tom.'03	14,514	15,438	11,736	12,019	12,375	12,700	7,590	9,026
siste led.per., ant. mnd.	9,576	9,695	8,792	7,208	8,825	8,738	4,949	7,590
mnd. reg. led. 2002-04	13,571	13,943	10,906	13,453	13,363	12,938	6,846	5,179
mnd. reg. led. 1998-01	5,319	4,919	9,774	9,189	3,888	3,213	2,205	2,846
mnd. på tiltak 2002-04	1,638	1,800	2,302	2,547	0,975	1,175	2,256	1,410
mnd. på tiltak 1998-01	0,657	0,800	0,943	0,868	0,438	0,538	0,333	0,410
mnd. reg. br.ledig i '91-'97	13,710	15,138	11,434	11,132	9,788	6,838	10,769	9,385
led.pct. etter øk. region nov. '03 (avvik fra landsgj.snitt)	0,039	0,100	0,083	0,045	0,234	0,191	0,185	0,431
tiltaks pct. etter fylke sept. '04 (avvik fra landsgj.snitt)	0,028	0,138	1,725	2,140	0,265	0,312	0,741	1,264
led.pct. e. utd. og landsdel nov. '03 (avvik fra gj.snitt)	0,695	0,676	0,604	0,547	0,100	0,075	0,410	0,179
Endr. i reg. led. pct. fra 2002-'03 e. fylke	-0,194	-0,211	-0,247	-0,228	-0,200	-0,204	-0,185	-0,203

**Tabell B.3. Personer 16-24 år som begynte i arbeidspraksis 4. kvartal 2004 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2004. Utvalgsgjennomsnitt**

Variabel	Unge menn, med dagpenger		Unge menn, uten dagpenger		Unge kvinner, med dagpenger		Unge kvinner, uten dagpenger	
	Matchede ikke-		Matchede ikke-		Matchede ikke-		Matchede ikke-	
	Deltakere	deltakere	Deltakere	deltakere	Deltakere	deltakere	Deltakere	deltakere
alder	21,795	21,735	19,621	20,008	22,769	22,333	19,624	19,735
gift	0,000	0,000	0,012	0,020	0,205	0,256	0,081	0,056
barn u. 3 år i fam.	0,060	0,048	0,024	0,016	0,179	0,179	0,090	0,064
barn 3-17 år i fam.	0,325	0,349	0,480	0,431	0,128	0,026	0,457	0,436
ikke- vestlig innvandrer	0,084	0,084	0,113	0,117	0,154	0,051	0,167	0,137
sentralitet 0	0,157	0,120	0,157	0,234	0,077	0,103	0,115	0,107
sentralitet 1	0,145	0,133	0,149	0,149	0,051	0,077	0,094	0,132
sentralitet 2	0,253	0,217	0,282	0,206	0,205	0,077	0,312	0,316
sentralitet 3	0,446	0,530	0,411	0,411	0,667	0,744	0,479	0,444
Oslo og Akershus	0,169	0,145	0,085	0,089	0,282	0,410	0,111	0,107
Hedmark og Oppland	0,060	0,120	0,060	0,089	0,051	0,051	0,120	0,214
Sør-Østlandet	0,157	0,133	0,190	0,149	0,154	0,179	0,171	0,162
Agder og Rogaland	0,108	0,145	0,177	0,165	0,179	0,154	0,179	0,167
Vestlandet	0,253	0,301	0,185	0,206	0,128	0,103	0,162	0,107
Trøndelag	0,133	0,096	0,117	0,141	0,128	0,077	0,128	0,120
Nord-Norge	0,120	0,060	0,185	0,161	0,077	0,026	0,128	0,124
utd. nivå 0,1,2	0,157	0,133	0,286	0,286	0,128	0,154	0,261	0,184
utd. nivå 3	0,458	0,470	0,484	0,464	0,333	0,333	0,483	0,585
utd. nivå 4,5	0,349	0,361	0,141	0,169	0,436	0,410	0,175	0,192
utd. nivå 6,7,8	0,000	0,000	0,036	0,012	0,000	0,000	0,009	0,009
utd. nivå 9	0,036	0,036	0,052	0,069	0,103	0,103	0,073	0,030
i utd. 1/10-2003	0,181	0,253	0,560	0,520	0,154	0,128	0,598	0,658
foreld. utd.nivå 3,4,5	0,687	0,675	0,677	0,625	0,641	0,538	0,654	0,688
foreld. utd.nivå 6,7,8	0,169	0,193	0,181	0,198	0,103	0,103	0,120	0,111
PGI i 2003 målt i G	2,020	1,987	0,332	0,259	2,508	2,354	0,295	0,294
PGI i 2002 målt i G	1,892	2,055	0,296	0,311	2,315	2,444	0,211	0,189
siste led.per., ant. mnd.	6,181	6,133	3,250	3,101	7,538	8,769	2,697	2,932
mnd. reg. led. 2002-04	10,386	10,036	4,665	4,988	10,590	12,744	3,850	4,128
mnd. reg. led. 1998-01	1,916	1,434	0,794	0,569	1,410	0,949	0,457	0,538
mnd. på tiltak 2002-04	0,988	0,904	1,202	1,129	1,513	1,103	1,432	1,222
mnd. på tiltak 1998-01	0,590	0,639	0,367	0,315	1,000	0,769	0,244	0,329
led.pct. etter øk. region nov. '03 (avvik fra landsgj.snitt)	0,092	0,066	0,084	-0,012	0,336	0,377	0,073	-0,007
tiltaks pct. etter fylke sept. '04 (avvik fra landsgj.snitt)	0,586	1,641	1,007	1,449	0,503	-0,177	1,026	1,048
led.pct. e. utd. og landsdel nov. '03 (avvik fra gj.snitt)	1,072	1,157	1,319	1,387	0,872	0,846	0,893	0,863
Endr. i reg. led. pct. fra 2002-'03 e. fylke	-0,193	-0,205	-0,207	-0,217	-0,162	-0,141	-0,207	-0,211

**Tabell B.4. Personer 25-54 år som begynte i arbeidspraksis 4. kvartal 2004 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2004. Utvalgsgjennomsnitt.**

Variabel	Voksne menn, med dagpenger		Voksne menn, uten dagpenger		Voksne kvinner, med dagpenger		Voksne kvinner, uten dagpenger	
	Matchede ikke-		Matchede ikke-		Matchede ikke-		Matchede ikke-	
	Deltakere	deltakere	Deltakere	deltakere	Deltakere	deltakere	Deltakere	deltakere
alder	35,824	35,330	34,705	34,453	36,038	36,374	34,598	34,788
gift	0,389	0,367	0,388	0,439	0,489	0,500	0,598	0,622
barn u. 3 år i fam.	0,181	0,190	0,187	0,209	0,286	0,236	0,216	0,162
barn 3-17 år i fam.	0,262	0,262	0,230	0,209	0,560	0,604	0,622	0,602
ikke- vestlig innvandrer	0,226	0,190	0,511	0,554	0,247	0,286	0,585	0,585
sentralitet 0	0,077	0,095	0,086	0,108	0,082	0,088	0,120	0,141
sentralitet 1	0,032	0,014	0,086	0,108	0,066	0,066	0,075	0,079
sentralitet 2	0,253	0,294	0,266	0,281	0,236	0,225	0,216	0,232
sentralitet 3	0,638	0,597	0,561	0,504	0,615	0,621	0,589	0,548
Oslo og Akershus	0,330	0,281	0,245	0,216	0,319	0,346	0,266	0,257
Hedmark og Oppland	0,023	0,045	0,050	0,043	0,022	0,005	0,062	0,075
Sør-Østlandet	0,199	0,213	0,223	0,237	0,165	0,192	0,141	0,141
Agder og Rogaland	0,158	0,176	0,158	0,129	0,159	0,121	0,187	0,124
Vestlandet	0,158	0,176	0,094	0,086	0,143	0,137	0,158	0,183
Trøndelag	0,104	0,090	0,115	0,137	0,115	0,143	0,112	0,129
Nord-Norge	0,027	0,018	0,115	0,151	0,077	0,055	0,075	0,091
utd. nivå 0,1,2	0,081	0,081	0,108	0,108	0,066	0,071	0,129	0,133
utd. nivå 3	0,335	0,348	0,230	0,281	0,368	0,434	0,237	0,199
utd. nivå 4	0,213	0,181	0,180	0,144	0,253	0,264	0,162	0,145
utd. nivå 5	0,041	0,068	0,022	0,043	0,033	0,005	0,004	0,000
utd. nivå 6	0,195	0,226	0,129	0,065	0,143	0,093	0,158	0,178
utd. nivå 7,8	0,050	0,027	0,050	0,029	0,060	0,055	0,029	0,046
utd. nivå 9	0,086	0,068	0,281	0,331	0,077	0,077	0,282	0,299
i utd. 1/10-2003	0,154	0,122	0,187	0,151	0,154	0,115	0,195	0,199
yrkesbakgrunn 0	0,023	0,036	0,036	0,043	0,005	0,005	0,008	0,008
yrkesbakgrunn 1	0,104	0,095	0,014	0,029	0,038	0,022	0,017	0,012
yrkesbakgrunn 2	0,122	0,122	0,072	0,058	0,071	0,060	0,012	0,017
yrkesbakgrunn 3	0,127	0,149	0,115	0,079	0,088	0,082	0,091	0,083
yrkesbakgrunn 4	0,068	0,077	0,115	0,086	0,198	0,187	0,100	0,046
yrkesbakgrunn 5	0,176	0,158	0,187	0,144	0,368	0,363	0,481	0,456
yrkesbakgrunn 6	0,014	0,014	0,029	0,007	0,016	0,011	0,004	0,004
yrkesbakgrunn 7	0,140	0,140	0,144	0,079	0,016	0,011	0,025	0,021
yrkesbakgrunn 8	0,095	0,077	0,086	0,115	0,033	0,027	0,025	0,050
yrkesbakgrunn 9	0,127	0,122	0,173	0,288	0,159	0,203	0,170	0,158
permittert sept. '03	0,014	0,005	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
På attføringstiltak i '91-'97	0,041	0,032	0,072	0,094	0,016	0,000	0,012	0,017
Mottatt grunn- el. hj. stønad '92-'02	0,018	0,018	0,029	0,014	0,000	0,000	0,004	0,004
PGI i 2003 målt i G	3,986	3,901	1,059	1,164	3,172	3,248	0,615	0,673
PGI i 2002 målt i G	4,413	4,386	1,185	1,103	3,552	3,462	0,560	0,617
Ant. år med PGI>G tom.'03	11,837	11,647	5,129	4,547	9,989	9,593	3,531	3,382
siste led.per., ant. mnd.	11,466	11,131	6,302	5,525	9,791	9,346	5,133	5,266
mnd. reg. led. 2002-04	14,471	14,801	9,396	9,906	12,247	12,225	8,290	8,191
mnd. reg. led. 1998-01	3,624	3,471	5,849	5,266	3,879	3,808	3,900	4,714
mnd. på tiltak 2002-04	1,335	0,860	1,906	1,791	1,308	1,214	1,701	1,560
mnd. på tiltak 1998-01	0,928	0,796	1,388	1,237	1,077	1,077	1,332	0,959
mnd. reg. br.ledig i '91-'97	10,923	10,995	9,086	7,144	8,011	8,791	5,066	3,718
led.pct. etter øk. region nov. '03 (avvik fra landsgj.snitt)	0,210	0,158	0,219	0,229	0,157	0,221	0,343	0,268
tiltaks pct. etter fylke sept. '04 (avvik fra landsgj.snitt)	-0,583	-0,405	0,083	0,373	-0,824	-0,775	0,003	0,071
led.pct. e. utd. og landsdel nov. '03 (avvik fra gj.snitt)	0,905	0,814	1,597	1,827	0,368	0,429	1,535	1,344
Endr. i reg. led. pct. fra 2002-'03 e. fylke	-0,118	-0,096	-0,147	-0,183	-0,111	-0,116	-0,151	-0,158



**Tabell B.5. Personer 16-24 år som begynte på opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) 4. kvartal 2004 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2004. Utvalgsgjennomsnitt**

Variabel	Unge menn, med dagpenger		Unge menn, uten dagpenger		Unge kvinner, med dagpenger		Unge kvinner, uten dagpenger	
	Deltakere	Matchede ikke-deltakere	Deltakere	Matchede ikke-deltakere	Deltakere	Matchede ikke-deltakere	Deltakere	Matchede ikke-deltakere
alder	22,000	21,823	21,140	20,961	22,547	22,400	21,355	21,174
gift	0,035	0,019	0,029	0,029	0,105	0,053	0,138	0,094
barn u. 3 år i fam.	0,027	0,023	0,029	0,043	0,211	0,253	0,167	0,188
barn 3-17 år i fam.	0,250	0,185	0,280	0,242	0,137	0,116	0,268	0,239
ikke- vestlig innvandrer	0,115	0,108	0,198	0,179	0,126	0,147	0,275	0,181
sentralitet 0	0,138	0,100	0,097	0,048	0,053	0,032	0,109	0,109
sentralitet 1	0,050	0,058	0,058	0,092	0,042	0,053	0,051	0,051
sentralitet 2	0,365	0,408	0,459	0,473	0,242	0,274	0,312	0,319
sentralitet 3	0,446	0,435	0,386	0,386	0,663	0,642	0,529	0,522
Oslo og Akershus	0,177	0,154	0,087	0,097	0,284	0,253	0,203	0,203
Hedmark og Oppland	0,104	0,081	0,126	0,111	0,095	0,021	0,123	0,145
Sør-Østlandet	0,315	0,315	0,304	0,295	0,337	0,442	0,290	0,304
Agder og Rogaland	0,077	0,077	0,101	0,097	0,032	0,053	0,058	0,043
Vestlandet	0,150	0,219	0,121	0,126	0,116	0,116	0,101	0,065
Trøndelag	0,065	0,038	0,097	0,116	0,126	0,116	0,116	0,123
Nord-Norge	0,112	0,115	0,164	0,159	0,011	0,000	0,109	0,116
utd. nivå 0,1,2	0,138	0,123	0,198	0,251	0,116	0,147	0,152	0,203
utd. nivå 3	0,415	0,427	0,570	0,522	0,368	0,305	0,399	0,319
utd. nivå 4,5	0,392	0,396	0,164	0,174	0,432	0,442	0,283	0,341
utd. nivå 6,7,8	0,008	0,004	0,019	0,000	0,000	0,000	0,058	0,080
utd. nivå 9	0,046	0,050	0,048	0,053	0,084	0,105	0,109	0,058
i utd. 1/10-2003	0,127	0,146	0,401	0,396	0,137	0,211	0,428	0,435
foreld. utd.nivå 3,4,5	0,646	0,600	0,657	0,647	0,663	0,663	0,601	0,558
foreld. utd.nivå 6,7,8	0,177	0,196	0,101	0,140	0,158	0,189	0,145	0,188
PGI i 2003 målt i G	2,212	2,258	0,520	0,539	2,600	2,518	0,492	0,478
PGI i 2002 målt i G	2,172	2,314	0,540	0,494	2,383	2,314	0,436	0,386
siste led.per., ant. mnd.	6,485	6,273	3,652	3,512	6,611	5,979	3,275	3,688
mnd. reg. led. 2002-04	10,062	10,058	7,435	7,449	10,200	9,737	5,333	5,630
mnd. reg. led. 1998-01	1,431	1,508	1,575	1,565	1,084	0,926	0,906	0,761
mnd. på tiltak 2002-04	0,642	0,427	1,986	2,072	0,453	0,232	1,384	1,333
mnd. på tiltak 1998-01	0,688	0,704	1,246	1,483	0,779	0,705	0,457	0,239
led.pct. etter øk. region nov. '03 (avvik fra landsgj.snitt)	-0,019	-0,010	-0,029	0,007	0,111	0,089	0,053	0,058
tiltaks pct. etter fylke sept. '04 (avvik fra landsgj.snitt)	-0,450	-0,552	0,213	0,223	0,044	0,101	-0,116	-0,001
led.pct. e. utd. og landsdel nov. '03 (avvik fra gj.snitt)	0,954	1,062	1,271	1,304	0,621	0,747	0,833	0,594
Endr. i reg. led. pct. fra 2002-'03 e. fylke	-0,121	-0,100	-0,187	-0,164	-0,121	-0,097	-0,160	-0,159

**Tabell B.6. Personer 25-54 år som begynte på opplæringsstiltak (unntatt jobbklubb) 4. kvartal 2004 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2004. Utvalgsgjennomsnitt**

Variabel	Voksne menn, med dagpenger		Voksne menn, uten dagpenger		Voksne kvinner, med dagpenger		Voksne kvinner, uten dagpenger	
	Deltakere	Matchede ikke-deltakere	Deltakere	Matchede ikke-deltakere	Deltakere	Matchede ikke-deltakere	Deltakere	Matchede ikke-deltakere
alder	37,749	37,378	37,013	36,516	37,727	37,695	35,609	35,910
gift	0,308	0,303	0,403	0,406	0,446	0,447	0,471	0,460
barn u. 3 år i fam.	0,162	0,147	0,154	0,147	0,255	0,253	0,243	0,234
barn 3-17 år i fam.	0,268	0,276	0,272	0,283	0,536	0,545	0,626	0,617
ikke- vestlig innvandrer	0,222	0,215	0,474	0,500	0,170	0,155	0,473	0,471
sentralitet 0	0,081	0,081	0,071	0,084	0,082	0,101	0,086	0,080
sentralitet 1	0,033	0,045	0,047	0,047	0,032	0,027	0,031	0,023
sentralitet 2	0,295	0,300	0,270	0,277	0,284	0,280	0,276	0,291
sentralitet 3	0,591	0,574	0,613	0,592	0,602	0,592	0,607	0,605
Oslo og Akershus	0,321	0,314	0,330	0,304	0,305	0,289	0,330	0,322
Hedmark og Oppland	0,048	0,039	0,050	0,058	0,060	0,042	0,057	0,040
Sør-Østlandet	0,286	0,311	0,264	0,254	0,294	0,340	0,241	0,259
Agder og Rogaland	0,069	0,062	0,089	0,107	0,074	0,077	0,096	0,092
Vestlandet	0,130	0,141	0,144	0,154	0,140	0,130	0,148	0,155
Trøndelag	0,072	0,066	0,058	0,058	0,079	0,077	0,056	0,057
Nord-Norge	0,074	0,066	0,065	0,065	0,048	0,045	0,073	0,075
utd. nivå 0,1,2	0,086	0,077	0,120	0,128	0,095	0,100	0,105	0,102
utd. nivå 3	0,390	0,388	0,346	0,361	0,349	0,345	0,324	0,351
utd. nivå 4	0,233	0,256	0,160	0,134	0,275	0,290	0,188	0,199
utd. nivå 5	0,044	0,047	0,024	0,037	0,031	0,026	0,019	0,013
utd. nivå 6	0,150	0,136	0,131	0,126	0,165	0,158	0,117	0,113
utd. nivå 7,8	0,044	0,047	0,063	0,055	0,048	0,052	0,040	0,034
utd. nivå 9	0,053	0,049	0,157	0,160	0,037	0,030	0,207	0,188
i utd. 1/10-2003	0,103	0,088	0,215	0,270	0,102	0,093	0,213	0,213
yrkesbakgrunn 0	0,022	0,022	0,055	0,065	0,012	0,008	0,021	0,011
yrkesbakgrunn 1	0,081	0,066	0,045	0,037	0,059	0,059	0,025	0,021
yrkesbakgrunn 2	0,071	0,076	0,055	0,050	0,064	0,054	0,056	0,057
yrkesbakgrunn 3	0,121	0,107	0,115	0,123	0,116	0,111	0,086	0,065
yrkesbakgrunn 4	0,099	0,113	0,092	0,086	0,219	0,202	0,136	0,148
yrkesbakgrunn 5	0,150	0,146	0,191	0,144	0,301	0,332	0,416	0,395
yrkesbakgrunn 6	0,011	0,012	0,021	0,031	0,007	0,008	0,006	0,002
yrkesbakgrunn 7	0,157	0,172	0,126	0,113	0,026	0,026	0,021	0,019
yrkesbakgrunn 8	0,162	0,146	0,105	0,126	0,061	0,079	0,042	0,052
yrkesbakgrunn 9	0,124	0,127	0,181	0,183	0,134	0,109	0,149	0,169
permittert sept. '03	0,017	0,019	0,000	0,000	0,009	0,005	0,000	0,000
På attføringstiltak i '91-'97	0,055	0,054	0,050	0,050	0,026	0,025	0,023	0,017
Mottatt grunn- el. hj. stønad '92-'02	0,019	0,023	0,013	0,005	0,011	0,010	0,008	0,011
PGI i 2003 målt i G	4,035	4,116	1,405	1,426	3,427	3,474	0,750	0,751
PGI i 2002 målt i G	4,595	4,598	1,596	1,534	3,777	3,826	0,882	0,900
Ant. år med PGI>G tom.'03	13,978	13,808	7,736	7,545	12,773	12,960	5,079	4,912
siste led.per., ant. mnd.	11,140	10,712	7,330	7,188	9,981	9,314	5,820	5,473
mnd. reg. led. 2002-04	14,433	14,107	10,487	10,927	12,707	12,552	8,805	9,132
mnd. reg. led. 1998-01	5,394	5,247	9,343	8,770	4,231	3,680	5,077	4,831
mnd. på tiltak 2002-04	1,023	0,883	1,893	1,914	0,756	0,750	2,107	2,050
mnd. på tiltak 1998-01	1,094	1,003	1,071	1,107	0,785	0,907	1,375	1,634
mnd. reg. br.ledig i '91-'97	12,713	13,293	12,113	11,343	8,999	9,096	7,412	7,636
led.pct. etter øk. region nov. '03 (avvik fra landsgj.snitt)	0,140	0,152	0,253	0,241	0,113	0,104	0,231	0,265
tiltaks pct. etter fylke sept. '04 (avvik fra landsgj.snitt)	-1,030	-1,051	-0,902	-0,563	-0,427	-0,299	-0,754	-0,667
led.pct. e. utd. og landsdel nov. '03 (avvik fra gj.snitt)	0,836	0,812	1,312	1,272	0,351	0,315	1,103	1,121
Endr. i reg. led. pct. fra 2002-'03 e. fylke	-0,105	-0,100	-0,127	-0,139	-0,121	-0,121	-0,127	-0,132

**Tabell B.7. Personer 16-24 år som begynte i jobbklubb 4. kvartal 2004 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2004. Utvalgsgjennomsnitt.**

Variabel	Unge menn, med dagpenger		Unge menn, uten dagpenger		Unge kvinner, med dagpenger		Unge kvinner, uten dagpenger	
	Matchede ikke-		Matchede ikke-		Matchede ikke-		Matchede ikke-	
	Deltakere	deltakere	Deltakere	deltakere	Deltakere	deltakere	Deltakere	deltakere
alder	22,164	22,309	20,818	21,182	22,720	22,320	21,538	21,000
gift	0,036	0,000	0,045	0,000	0,080	0,120	0,077	0,000
barn u. 3 år i fam.	0,091	0,036	0,045	0,000	0,160	0,120	0,154	0,154
barn 3-17 år i fam.	0,291	0,182	0,318	0,273	0,120	0,080	0,385	0,385
ikke- vestlig innvandrer	0,109	0,091	0,182	0,273	0,040	0,040	0,077	0,000
sentralitet 0	0,200	0,200	0,136	0,136	0,120	0,160	0,231	0,077
sentralitet 1	0,055	0,000	0,227	0,182	0,080	0,040	0,077	0,308
sentralitet 2	0,309	0,309	0,318	0,318	0,280	0,240	0,462	0,462
sentralitet 3	0,436	0,491	0,318	0,364	0,520	0,560	0,231	0,154
Oslo og Akershus	0,055	0,036	0,091	0,045	0,040	0,080	0,000	0,000
Hedmark og Oppland	0,018	0,018	0,000	0,000	0,000	0,000	0,077	0,154
Sør-Østlandet	0,255	0,327	0,273	0,227	0,320	0,280	0,308	0,231
Agder og Rogaland	0,291	0,218	0,136	0,273	0,360	0,360	0,077	0,000
Vestlandet	0,182	0,255	0,273	0,227	0,200	0,120	0,231	0,231
Trøndelag	0,036	0,055	0,045	0,091	0,000	0,000	0,077	0,154
Nord-Norge	0,164	0,091	0,182	0,136	0,080	0,160	0,231	0,231
utd. nivå 0,1,2	0,218	0,145	0,000	0,000	0,040	0,000	0,154	0,231
utd. nivå 3	0,527	0,673	0,636	0,773	0,440	0,560	0,231	0,154
utd. nivå 4,5	0,236	0,182	0,273	0,182	0,520	0,440	0,538	0,462
utd. nivå 6,7,8	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,077	0,154
utd. nivå 9	0,018	0,000	0,091	0,045	0,000	0,000	0,000	0,000
i utd. 1/10-2003	0,145	0,164	0,500	0,591	0,120	0,200	0,769	0,769
foreld. utd.nivå 3,4,5	0,727	0,745	0,682	0,818	0,680	0,640	0,692	0,385
foreld. utd.nivå 6,7,8	0,145	0,145	0,182	0,091	0,160	0,120	0,154	0,308
PGI i 2003 målt i G	2,329	2,484	0,482	0,664	2,384	2,372	0,315	0,054
PGI i 2002 målt i G	2,402	2,665	0,436	0,459	2,344	2,496	0,408	0,115
siste led.per., ant. mnd.	7,418	7,545	3,864	5,000	7,000	7,680	2,308	1,769
mnd. reg. led. 2002-04	10,982	12,091	6,364	7,000	11,920	11,320	3,308	3,385
mnd. reg. led. 1998-01	2,273	1,673	1,818	3,455	1,880	1,760	1,000	0,538
mnd. på tiltak 2002-04	0,618	0,327	0,727	0,955	0,160	1,080	0,615	1,385
mnd. på tiltak 1998-01	0,691	0,618	0,364	0,727	1,000	1,000	0,846	0,462
led.pct. etter øk. region nov. '03 (avvik fra landsgj.snitt)	-0,011	-0,156	0,182	0,300	-0,012	0,116	0,000	-0,192
tiltaks-pct. etter fylke sept. '04 (avvik fra landsgj.snitt)	0,904	1,451	1,327	1,864	-0,188	-1,124	1,015	2,085
led.pct. e. utd. og landsdel nov. '03 (avvik fra gj.snitt)	1,091	1,145	1,636	1,682	0,400	0,320	0,077	0,615
Endr. i reg. led. pct. fra 2002-'03 e. fylke	-0,162	-0,124	-0,195	-0,200	-0,084	-0,128	-0,162	-0,200

**Tabell B.8. Personer 25-54 år som begynte i jobbklubb 4. kvartal 2004 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2004. Utvalgsgjennomsnitt**

Variabel	Voksne menn, med dagpenger		Voksne menn, uten dagpenger		Voksne kvinner, med dagpenger		Voksne kvinner, uten dagpenger	
	Deltakere	Matchede ikke- deltakere	Deltakere	Matchede ikke- deltakere	Deltakere	Matchede ikke- deltakere	Deltakere	Matchede ikke- deltakere
alder	36,745	36,996	34,000	34,000	37,636	37,716	35,151	36,204
gift	0,314	0,299	0,275	0,325	0,428	0,364	0,376	0,366
barn u. 3 år i fam.	0,139	0,131	0,150	0,125	0,260	0,228	0,280	0,215
barn 3-17 år i fam.	0,226	0,190	0,175	0,150	0,536	0,508	0,624	0,688
ikke- vestlig innvandrer	0,190	0,201	0,300	0,300	0,108	0,092	0,301	0,290
sentralitet 0	0,095	0,099	0,100	0,075	0,084	0,104	0,075	0,065
sentralitet 1	0,088	0,099	0,050	0,050	0,096	0,116	0,032	0,022
sentralitet 2	0,241	0,299	0,275	0,325	0,280	0,300	0,409	0,398
sentralitet 3	0,577	0,504	0,575	0,550	0,540	0,480	0,484	0,516
Oslo og Akershus	0,186	0,161	0,200	0,250	0,120	0,124	0,032	0,032
Hedmark og Oppland	0,000	0,000	0,000	0,000	0,008	0,004	0,011	0,022
Sør-Østlandet	0,285	0,325	0,200	0,225	0,224	0,224	0,473	0,484
Agder og Rogaland	0,223	0,182	0,175	0,225	0,340	0,308	0,247	0,280
Vestlandet	0,135	0,135	0,250	0,200	0,168	0,180	0,140	0,086
Trøndelag	0,066	0,051	0,050	0,025	0,056	0,056	0,032	0,054
Nord-Norge	0,106	0,146	0,125	0,075	0,084	0,104	0,065	0,043
utd. nivå 0,1,2	0,088	0,062	0,100	0,075	0,052	0,036	0,140	0,129
utd. nivå 3	0,376	0,416	0,375	0,325	0,432	0,400	0,387	0,355
utd. nivå 4	0,274	0,245	0,175	0,300	0,256	0,276	0,194	0,280
utd. nivå 5	0,044	0,033	0,025	0,000	0,020	0,016	0,000	0,000
utd. nivå 6	0,135	0,146	0,075	0,075	0,180	0,184	0,140	0,151
utd. nivå 7,8	0,047	0,044	0,075	0,000	0,036	0,060	0,043	0,011
utd. nivå 9	0,036	0,055	0,175	0,225	0,024	0,028	0,097	0,075
i utd. 1/10-2003	0,088	0,077	0,150	0,200	0,060	0,072	0,215	0,183
yrkesbakgrunn 0	0,026	0,011	0,025	0,025	0,012	0,012	0,011	0,000
yrkesbakgrunn 1	0,073	0,062	0,025	0,000	0,040	0,060	0,022	0,032
yrkesbakgrunn 2	0,099	0,095	0,050	0,000	0,056	0,068	0,054	0,054
yrkesbakgrunn 3	0,095	0,102	0,100	0,100	0,136	0,176	0,108	0,097
yrkesbakgrunn 4	0,084	0,062	0,125	0,225	0,240	0,188	0,097	0,140
yrkesbakgrunn 5	0,153	0,153	0,175	0,100	0,304	0,304	0,462	0,398
yrkesbakgrunn 6	0,022	0,015	0,025	0,000	0,004	0,008	0,011	0,011
yrkesbakgrunn 7	0,164	0,190	0,175	0,200	0,032	0,036	0,032	0,054
yrkesbakgrunn 8	0,186	0,175	0,125	0,150	0,056	0,048	0,065	0,043
yrkesbakgrunn 9	0,091	0,106	0,125	0,100	0,120	0,092	0,129	0,129
permittert sept. '03	0,018	0,033	0,000	0,000	0,004	0,004	0,000	0,000
På attføringstiltak i '91-'97	0,084	0,095	0,100	0,125	0,036	0,024	0,043	0,043
Mottatt grunn- el. hj. stønad '92-'02	0,015	0,015	0,050	0,075	0,012	0,000	0,022	0,011
PGI i 2003 målt i G	4,002	4,039	1,865	2,008	3,334	3,381	1,111	1,125
PGI i 2002 målt i G	4,324	4,310	1,798	2,000	3,506	3,587	1,289	1,186
Ant. år med PGI>G tom.'03	13,982	14,051	7,350	6,425	12,692	13,284	6,882	8,194
siste led.per., ant. mnd.	10,646	9,828	9,750	6,250	9,244	9,352	7,140	6,269
mnd. reg. led. 2002-04	14,208	13,978	9,375	9,725	12,472	12,988	8,043	7,989
mnd. reg. led. 1998-01	5,974	5,591	10,650	9,175	4,328	4,004	8,075	9,097
mnd. på tiltak 2002-04	0,828	0,639	1,300	1,300	0,712	0,564	1,624	1,312
mnd. på tiltak 1998-01	0,901	0,869	0,725	0,475	0,704	0,584	1,194	1,591
mnd. reg. br.ledig i '91-'97	13,544	13,617	11,100	9,725	10,136	10,452	9,882	12,527
led.pct. etter øk. region nov. '03 (avvik fra landsgj.snitt)	0,051	0,025	0,093	0,220	0,080	0,055	0,157	0,123
tiltaks pct. etter fylke sept. '04 (avvik fra landsgj.snitt)	0,055	0,057	-0,465	-0,785	0,310	-0,052	0,747	0,777
led.pct. e. utd. og landsdel nov. '03 (avvik fra gj.snitt)	0,759	0,880	1,075	1,400	0,212	0,092	0,667	0,484
Endr. i reg. led. pct. fra 2002-'03 e. fylke	-0,153	-0,163	-0,122	-0,097	-0,148	-0,144	-0,122	-0,120

**Tabell B.9. Personer 16-24 år som begynte på opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) 4. kvartal 2004 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter og bostedsfylke. Prosentfordeling**

Fylke	Unge menn, med dagpenger		Unge menn, uten dagpenger		Unge kvinner, med dagpenger		Unge kvinner, uten dagpenger	
	Deltakere	Matchede ikke-deltakere	Deltakere	Matchede ikke-deltakere	Deltakere	Matchede ikke-deltakere	Deltakere	Matchede ikke-deltakere
Hele landet	100	100	100	100	100	100	100	100
Østfold	2,3	5,8	8,2	4,3	2,1	9,5	4,3	9,4
Akershus	8,1	8,5	3,9	6,3	11,6	12,6	5,8	7,2
Oslo	9,6	6,9	4,8	3,4	16,8	12,6	14,5	13,0
Hedmark	3,8	3,5	7,7	2,9	6,3	0,0	2,9	4,3
Oppland	6,5	4,6	4,8	8,2	3,2	2,1	9,4	10,1
Buskerud	5,0	4,2	3,9	4,8	9,5	14,7	8,0	5,1
Vestfold	16,2	16,5	7,2	10,6	15,8	16,8	10,1	9,4
Telemark	8,1	5,0	11,1	9,7	6,3	3,2	6,5	6,5
Aust-Agder	1,5	1,9	2,4	1,4	0,0	0,0	3,6	0,0
Vest-Agder	2,7	1,2	2,9	1,9	0,0	0,0	0,7	2,2
Rogaland	3,5	4,6	4,8	6,3	3,2	5,3	1,4	2,2
Hordaland	9,2	8,8	8,7	6,3	11,6	6,3	6,5	2,9
Sogn og Fjordane	2,3	3,5	0,5	0,5	0,0	1,1	1,4	0,0
Møre og Romsdal	3,5	9,6	2,9	5,8	0,0	4,2	2,2	3,6
Sør-Trøndelag	4,6	1,9	9,2	6,3	9,5	6,3	9,4	8,0
Nord-Trøndelag	1,9	1,9	0,5	5,3	3,2	5,3	2,2	4,3
Nordland	5,0	5,8	6,3	10,6	1,1	0,0	1,4	6,5
Troms	5,0	4,6	10,1	3,4	0,0	0,0	8,7	4,3
Finnmark	1,2	1,2	0,0	1,9	0,0	0,0	0,7	0,7

**Tabell B.10. Personer 25-54 år som begynte på opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) 4. kvartal 2004 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter og bostedsfylke. Prosentfordeling**

Fylke	Voksne menn, med dagpenger		Voksne menn, uten dagpenger		Voksne kvinner, med dagpenger		Voksne kvinner, uten dagpenger	
	Deltakere	Matchede ikke-deltakere	Deltakere	Matchede ikke-deltakere	Deltakere	Matchede ikke-deltakere	Deltakere	Matchede ikke-deltakere
Hele landet	100	100	100	100	100	100	100	100
Østfold	4,6	8,6	6,0	9,4	4,4	11,2	4,4	10,9
Akershus	11,6	11,6	6,5	9,4	11,8	12,1	9,0	8,2
Oslo	20,5	19,8	26,4	20,9	18,7	16,8	23,9	23,9
Hedmark	2,4	1,9	3,7	4,7	2,6	2,3	3,1	3,1
Oppland	2,4	1,9	1,3	1,0	3,4	1,9	2,7	1,0
Buskerud	7,0	5,9	4,7	4,2	8,8	9,5	5,4	5,0
Vestfold	8,8	9,1	5,2	3,1	9,8	7,1	8,0	3,8
Telemark	8,2	7,6	10,5	8,6	6,4	6,2	6,3	6,1
Aust-Agder	1,5	1,1	1,6	1,3	2,2	1,7	2,9	1,3
Vest-Agder	0,9	1,3	2,9	3,7	1,1	1,1	2,3	2,5
Rogaland	4,5	3,8	4,5	5,8	4,0	5,0	4,4	5,4
Hordaland	7,3	6,8	10,7	10,2	9,9	7,0	12,1	9,8
Sogn og Fjordane	1,9	1,7	0,8	1,6	1,7	1,8	0,4	1,1
Møre og Romsdal	3,7	5,6	2,9	3,7	2,3	4,1	2,3	4,6
Sør-Trøndelag	6,3	5,3	3,4	4,2	5,9	6,0	4,2	3,8
Nord-Trøndelag	0,9	1,3	2,4	1,6	2,1	1,7	1,3	1,9
Nordland	2,4	2,6	2,4	2,9	1,7	2,2	1,9	2,5
Troms	4,4	2,9	3,9	2,1	2,5	1,2	5,0	3,8
Finnmark	0,6	1,2	0,3	1,6	0,6	1,2	0,4	1,1

**Tabell B.11. Personer 16-24 år som begynte i jobbklubb 4. kvartal 2004 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter og bostedfylke. Prosentfordeling**

Fylke	Unge menn, med dagpenger		Unge menn, uten dagpenger		Unge kvinner, med dagpenger		Unge kvinner, uten dagpenger	
	Deltakere	Matchede ikke-deltakere	Deltakere	Matchede ikke-deltakere	Deltakere	Matchede ikke-deltakere	Deltakere	Matchede ikke-deltakere
Hele landet	100	100	100	100	100	100	100	100
Østfold	14,5	3,6	18,2	9,1	16,0	4,0	15,4	7,7
Akershus	3,6	1,8	0,0	0,0	0,0	8,0	0,0	0,0
Oslo	1,8	1,8	9,1	4,5	4,0	0,0	0,0	0,0
Hedmark	0,0	1,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Oppland	1,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	7,7	15,4
Buskerud	5,5	16,4	9,1	4,5	4,0	4,0	7,7	7,7
Vestfold	0,0	7,3	0,0	9,1	4,0	8,0	0,0	0,0
Telemark	5,5	5,5	0,0	0,0	8,0	12,0	7,7	7,7
Aust-Agder	3,6	1,8	9,1	0,0	8,0	4,0	0,0	0,0
Vest-Agder	5,5	3,6	0,0	4,5	0,0	12,0	0,0	0,0
Rogaland	20,0	16,4	4,5	22,7	28,0	20,0	7,7	0,0
Hordaland	5,5	7,3	9,1	22,7	0,0	4,0	0,0	7,7
Sogn og Fjordane	0,0	7,3	0,0	0,0	4,0	4,0	0,0	0,0
Møre og Romsdal	12,7	10,9	18,2	0,0	16,0	4,0	23,1	15,4
Sør-Trøndelag	0,0	5,5	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	15,4
Nord-Trøndelag	3,6	0,0	4,5	9,1	0,0	0,0	7,7	0,0
Nordland	14,5	9,1	18,2	9,1	4,0	0,0	23,1	23,1
Troms	1,8	0,0	0,0	0,0	4,0	12,0	0,0	0,0
Finnmark	0,0	0,0	0,0	4,5	0,0	4,0	0,0	0,0

**Tabell B.12. Personer 25-54 år som begynte i jobbklubb 4. kvartal 2004 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter og bostedfylke. Prosentfordeling**

Variabel	Voksne menn, med dagpenger		Voksne menn, uten dagpenger		Voksne kvinner, med dagpenger		Voksne kvinner, uten dagpenger	
	Deltakere	Matchede ikke-deltakere	Deltakere	Matchede ikke-deltakere	Deltakere	Matchede ikke-deltakere	Deltakere	Matchede ikke-deltakere
Hele landet	100	100	100	100	100	100	100	100
Østfold	19,0	9,9	12,5	7,5	16,0	7,6	28,0	18,3
Akershus	9,1	6,6	5,0	10,0	9,2	6,8	0,0	1,1
Oslo	9,5	9,5	15,0	15,0	2,8	5,6	3,2	2,2
Hedmark	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	2,2
Oppland	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8	0,4	1,1	0,0
Buskerud	6,9	9,9	2,5	5,0	3,6	3,6	4,3	9,7
Vestfold	0,0	7,3	0,0	0,0	1,6	6,4	12,9	11,8
Telemark	2,6	5,5	5,0	10,0	1,2	4,8	2,2	8,6
Aust-Agder	4,7	5,5	2,5	2,5	5,2	4,8	5,4	1,1
Vest-Agder	2,6	4,0	2,5	2,5	6,4	7,2	1,1	7,5
Rogaland	15,0	8,8	12,5	17,5	22,4	18,8	18,3	19,4
Hordaland	0,7	7,3	7,5	7,5	2,8	7,2	5,4	3,2
Sogn og Fjordane	0,0	2,9	0,0	0,0	0,0	4,4	0,0	1,1
Møre og Romsdal	12,8	3,3	17,5	12,5	14,0	6,4	8,6	4,3
Sør-Trøndelag	0,0	2,2	2,5	0,0	0,0	3,6	0,0	4,3
Nord-Trøndelag	6,6	2,9	2,5	2,5	5,6	2,0	3,2	1,1
Nordland	7,7	6,9	7,5	5,0	5,2	3,2	4,3	1,1
Troms	2,9	5,5	5,0	2,5	3,2	3,2	2,2	3,2
Finnmark	0,0	2,2	0,0	0,0	0,0	4,0	0,0	0,0

**Vedlegg C**

**C.1 Tabeller med estimerte tiltakseffekter og standardfeil**

**Tabell C.1. Personer 16-54 år som begynte på lønnstilskudd 4. kvartal 2004 og matchede ikke-deltakere, etter kjønn, alder og dagpengerettigheter. Gjennomsnittlig estimert andel arbeidstakere november 2005 med tilkoblet kontantlønn, effekten av lønnstilskudd for de som faktisk deltok sett i forhold til om de ikke hadde deltatt og tilhørende beregnede standardavvik**

Strata	Gjennomsnittlig arbeidstakerandel		Standardavvik til Gjennomsnittlig arbeidstakerandel		Gjennomsnittlig tiltakseffekt for deltakerne	Standardavviket til tiltakseffekten
	Deltakere	Matchede ikke-deltakere	Deltakere	Matchede ikke-deltakere		
Totalt	0,52	0,32	0,02	0,02	<b>0,21</b>	0,03
Ung (16-24 år)	0,40	0,36	0,06	0,06	0,04	0,09
Voksne (25-54 år)	0,55	0,31	0,03	0,02	<b>0,24</b>	0,04
Menn	0,50	0,30	0,03	0,03	<b>0,20</b>	0,04
Kvinner	0,56	0,36	0,04	0,04	<b>0,21</b>	0,06
Med dagpenger	0,54	0,33	0,03	0,03	<b>0,21</b>	0,04
Uten dagpenger	0,48	0,28	0,05	0,04	<b>0,20</b>	0,06
Ung mann, med dagpenger	0,43	0,36	0,08	0,08	0,07	0,11
Ung mann, uten dagpenger	0,39	0,26	0,10	0,10	0,13	0,14
Ung kvinne, med dagpenger	0,20	0,80	0,18	0,21	<b>-0,60</b>	0,28
Ung kvinne, uten dagpenger	0,53	0,30	0,03	0,03	<b>0,23</b>	0,05
Voksen mann, med dagpenger	0,47	0,25	0,07	0,06	<b>0,23</b>	0,09
Voksen mann, uten dagpenger	0,65	0,37	0,05	0,05	<b>0,28</b>	0,08
Voksen kvinne, med dagpenger	0,54	0,33	0,08	0,08	0,21	0,11
Voksen kvinne, uten dagpenger	0,52	0,32	0,02	0,02	<b>0,21</b>	0,03

Note: Effektene er differanse i arbeidstakerandelene. Estimerer statistisk signifikant forskjellig fra null på 5 prosent nivå (ved tosidig test) er uthevert, og statistisk signifikante estimerer forskjelling fra null på 10 prosent nivå (ved tosidig test) har kursiv skriftstil.

**Tabell C.2. Personer 16-54 år som begynte på arbeidspraksis 4. kvartal 2004 og matchede ikke-deltakere, etter kjønn, alder og dagpengerettigheter. Gjennomsnittlig estimert andel arbeidstakere november 2005 med tilkoblet kontantlønn, effekten av arbeidspraksis for de som faktisk deltok sett i forhold til om de ikke hadde deltatt og tilhørende beregnede standardavvik**

Strata	Gjennomsnittlig arbeidstakerandel		Standardavvik til Gjennomsnittlig arbeidstakerandel		Gjennomsnittlig tiltakseffekt for deltakerne	Standardavviket til tiltakseffekten
	Deltakere	Matchede ikke-deltakere	Deltakere	Matchede ikke-deltakere		
Totalt	0,35	0,28	0,01	0,02	<b>0,07</b>	0,02
Ung (16-24 år)	0,30	0,31	0,02	0,03	-0,01	0,03
Voksne (25-54 år)	0,38	0,25	0,02	0,02	<b>0,13</b>	0,02
Menn	0,34	0,31	0,02	0,02	0,04	0,03
Kvinner	0,33	0,28	0,02	0,02	<b>0,06</b>	0,03
Med dagpenger	0,44	0,32	0,02	0,02	<b>0,12</b>	0,03
Uten dagpenger	0,29	0,25	0,02	0,02	0,04	0,03
Ung mann, med dagpenger	0,42	0,47	0,05	0,06	-0,05	0,08
Ung mann, uten dagpenger	0,25	0,33	0,03	0,04	-0,07	0,05
Ung kvinne, med dagpenger	0,46	0,26	0,08	0,08	0,21	0,11
Ung kvinne, uten dagpenger	0,28	0,24	0,03	0,05	0,04	0,06
Voksen mann, med dagpenger	0,44	0,29	0,03	0,03	<b>0,16</b>	0,05
Voksen mann, uten dagpenger	0,31	0,20	0,04	0,04	0,10	0,06
Voksen kvinne, med dagpenger	0,45	0,30	0,04	0,04	<b>0,14</b>	0,05
Voksen kvinne, uten dagpenger	0,32	0,21	0,03	0,03	<b>0,11</b>	0,04

Note: Effektene er differanse i arbeidstakerandelene. Estimerer statistisk signifikant forskjellig fra null på 5 prosent nivå (ved tosidig test) er uthevert, og statistisk signifikante estimerer forskjelling fra null på 10 prosent nivå (ved tosidig test) har kursiv skriftstil.

**Tabell C.3. Personer 16-54 år som begynte på opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) 4. kvartal 2004 og matchede ikke-deltakere, etter kjønn, alder og dagpengerettigheter. Gjennomsnittlig estimert andel arbeidstakere november 2005 med tilkoblet kontantlønn, effekten av opplæringstiltak for de som faktisk deltok sett i forhold til om de ikke hadde deltatt og tilhørende beregnede standardavvik.**

Strata	Gjennomsnittlig arbeidstakerandel		Standardavvik til Gjennomsnittlig arbeidstakerandel		Gjennomsnittlig tiltakseffekt for deltakerne	Standardavviket til tiltakseffekten
	Deltakere	Matchede ikke-deltakere	Deltakere	Matchede ikke-deltakere		
Totalt	0,36	0,32	0,01	0,01	<b>0,04</b>	0,01
Ung (16-24 år)	0,36	0,36	0,02	0,02	0,00	0,03
Voksne (25-54 år)	0,36	0,31	0,01	0,01	<b>0,05</b>	0,01
Menn	0,36	0,32	0,01	0,01	<b>0,04</b>	0,02
Kvinner	0,36	0,32	0,01	0,01	<b>0,04</b>	0,02
Med dagpenger	0,38	0,34	0,01	0,01	<b>0,05</b>	0,01
Uten dagpenger	0,29	0,27	0,01	0,02	0,02	0,02
Ung mann, med dagpenger	0,41	0,38	0,03	0,03	0,03	0,05
Ung mann, uten dagpenger	0,29	0,35	0,03	0,04	-0,06	0,05
Ung kvinne, med dagpenger	0,47	0,39	0,05	0,06	0,08	0,08
Ung kvinne, uten dagpenger	0,28	0,32	0,04	0,05	-0,04	0,06
Voksen mann, med dagpenger	0,38	0,32	0,01	0,01	<b>0,06</b>	0,02
Voksen mann, uten dagpenger	0,27	0,26	0,02	0,03	0,02	0,04
Voksen kvinne, med dagpenger	0,38	0,34	0,01	0,02	0,03	0,02
Voksen kvinne, uten dagpenger	0,32	0,24	0,02	0,02	<b>0,08</b>	0,03

Note: Effektene er differanse i arbeidstakerandelene. Estimerer statistisk signifikant forskjellig fra null på 5 prosent nivå (ved tosidig test) er uthevert, og statistisk signifikante estimerer forskjellig fra null på 10 prosent nivå (ved tosidig test) har kursiv skriftstil.

**Tabell C.4. Personer 16-54 år som begynte i jobbklubb 4. kvartal 2004 og matchede ikke-deltakere, etter kjønn, alder og dagpengerettigheter. Gjennomsnittlig estimert andel arbeidstakere november 2005 med tilkoblet kontantlønn, effekten av opplæringstiltak for de som faktisk deltok sett i forhold til om de ikke hadde deltatt og tilhørende beregnede standardavvik.**

Strata	Gjennomsnittlig arbeidstakerandel		Standardavvik til Gjennomsnittlig arbeidstakerandel		Gjennomsnittlig tiltakseffekt for deltakerne	Standardavviket til tiltakseffekten
	Deltakere	Matchede ikke-deltakere	Deltakere	Matchede ikke-deltakere		
Totalt	0,40	0,31	0,02	0,02	<b>0,09</b>	0,03
Ung (16-24 år)	0,40	0,35	0,05	0,05	0,05	0,07
Voksne (25-54 år)	0,40	0,30	0,02	0,02	<b>0,09</b>	0,03
Menn	0,38	0,30	0,03	0,02	<b>0,08</b>	0,03
Kvinner	0,41	0,33	0,03	0,03	<b>0,08</b>	0,04
Med dagpenger	0,41	0,33	0,02	0,02	<b>0,09</b>	0,03
Uten dagpenger	0,34	0,25	0,04	0,04	0,09	0,05
Ung mann, med dagpenger	0,40	0,38	0,07	0,07	0,02	0,10
Ung mann, uten dagpenger	0,32	0,32	0,10	0,10	0,00	0,14
Ung kvinne, med dagpenger	0,44	0,40	0,10	0,11	0,04	0,15
Voksen mann, med dagpenger	0,46	0,15	0,14	0,11	0,31	0,18
Voksen mann, uten dagpenger	0,40	0,30	0,03	0,03	<b>0,10</b>	0,04
Voksen kvinne, med dagpenger	0,25	0,18	0,07	0,06	0,08	0,09
Voksen kvinne, uten dagpenger	0,42	0,34	0,03	0,03	0,08	0,04

Note: Effektene er differanse i arbeidstakerandelene. Estimerer statistisk signifikant forskjellig fra null på 5 prosent nivå (ved tosidig test) er uthevert, og statistisk signifikante estimerer forskjellig fra null på 10 prosent nivå (ved tosidig test) har kursiv skriftstil.



**Tabell C.5. Personer 16-54 år som begynte på lønnstilskudd, arbeidspraksis, opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) eller jobbklubb 4. kvartal 2004 og matchede ikke-deltakere, etter kjønn, alder og dagpengerettigheter. Gjennomsnittlig estimert andel arbeidstakere november 2005 med tilkoblet kontantlønn, effekten av tiltakene for de som faktisk deltok sett i forhold til om de ikke hadde deltatt og tilhørende beregnede standardavvik**

Strata	Gjennomsnittlig arbeidstakerandel		Standardavvik til Gjennomsnittlig arbeidstakerandel		Gjennomsnittlig tiltakseffekt for deltakerne	Standardavviket til tiltakseffekten
	Deltakere	Matchede ikke-deltakere	Deltakere	Matchede ikke-deltakere		
Totalt	0,36	0,31	0,01	0,01	<b>0,05</b>	0,01
Ung (16-24 år)	0,34	0,34	0,01	0,02	0,00	0,02
Voksne (25-54 år)	0,38	0,30	0,01	0,01	<b>0,08</b>	0,01
Menn	0,37	0,31	0,01	0,01	<b>0,06</b>	0,01
Kvinner	0,37	0,31	0,01	0,01	<b>0,05</b>	0,01
Med dagpenger	0,41	0,33	0,01	0,01	<b>0,07</b>	0,01
Uten dagpenger	0,29	0,26	0,01	0,01	<b>0,03</b>	0,02
Ung mann, med dagpenger	0,41	0,39	0,02	0,03	0,02	0,04
Ung mann, uten dagpenger	0,28	0,33	0,02	0,03	-0,06	0,04
Ung kvinne, med dagpenger	0,46	0,37	0,04	0,04	0,09	0,06
Ung kvinne, uten dagpenger	0,29	0,27	0,02	0,04	0,02	0,04
Voksen mann, med dagpenger	0,40	0,31	0,01	0,01	<b>0,09</b>	0,02
Voksen mann, uten dagpenger	0,30	0,24	0,02	0,02	<b>0,06</b>	0,03
Voksen kvinne, med dagpenger	0,40	0,34	0,01	0,01	<b>0,06</b>	0,02
Voksen kvinne, uten dagpenger	0,33	0,24	0,02	0,02	<b>0,09</b>	0,02

Note: Effektene er differanse i arbeidstakerandelene. Estimerer statistisk signifikant forskjellig fra null på 5 prosent nivå (ved tosidig test) er uthevert, og statistisk signifikante estimerer forskjelling fra null på 10 prosent nivå (ved tosidig test) har kursiv skriftstil.

**C.2 Lønnstakerandeler for tiltaksdeltakere og ikke-deltakere**Tabell C.6. Personer 16 til 54 år registrert helt ledige ved utgangen av september 2004<sup>1</sup>, etter status i Arenaregisteret 4. kvartal 2004 og etter utvalgte demografiske kjennetegn. Antall personer og andelen lønnstakere november 2005

Demografiske kjennetegn	Tiltaksdeltakere 4. kvartal 2004		Helt ledige ved utgangen av oktober og november 2004, som ikke startet på tiltak i desember	
	Antall personer	Lønnstaker- prosenten	Antall personer	Lønnstaker- prosenten
<b>I alt</b>	6 939	53,1	33 479	43,0
<b>Alder</b>				
16-19 år	389	42,9	410	40,7
20-24 år	1 154	54,4	4 598	51,1
25-30 år	1 408	57,2	7 236	46,6
31-35 år	1 246	56,0	6 554	44,4
36-40 år	1 029	56,2	5 414	40,0
41-45 år	761	47,8	3 932	40,1
46-50 år	545	50,5	3 233	36,1
51-54 år	407	41,0	2 102	33,5
<b>Landsdel</b>				
1. Oslo og Akershus	1 707	50,1	9 862	40,2
2. Hedmark og Oppland	382	47,9	1 851	41,8
3. Sør-Østlandet	1 763	50,9	6 035	42,6
4. Agder og Rogaland	833	55,7	4 728	45,2
5. Vestlandet	1 050	57,7	5 025	45,4
6. Trøndelag	568	59,2	2 742	44,5
7. Nord-Norge	636	53,8	3 236	45,3
<b>Kjønn</b>				
Kvinner	3 220	53,2	14 640	43,5
Menn	3 719	52,9	18 839	42,7
<b>Ekteskapelig status</b>				
Gift	2 244	54,6	10 412	42,1
Ikke Gift	4 695	52,3	23 067	43,4
<b>Utdanningsnivå</b>				
1. Grunnskole	812	47,9	3 834	36,2
2. Vg, grunn	2 594	48,0	11 250	40,1
3. Vg, avsl.	1 662	59,6	8 759	48,4
4. Påbygging til Vg	182	61,0	963	49,4
5. Univ./Høgskole	1 082	60,6	6 200	48,2
6. Uoppgitt/Ingen	607	48,1	2 473	32,5
<b>Ikke-vestlig innvandrere</b>				
Ja	1 704	47,4	6 419	33,2
Nei	5 235	54,9	27 060	45,4

<sup>1</sup> Med minst 15 dager i statuskoden i september i Arenaregisteret, og som ikke har vært på attføringstiltak siste 5 år.

Lønnstakere klassifisert ut i fra i Statistisk sentralbyrå sin registerbaserte sysselsettingsstatistikk er en alternativ måte å kartlegge suksess på arbeidsmarkedet. Prosentandelen lønnstakere skiller seg fra andelen arbeidstakere påkoblet kontantlønn på flere måter. For det første kommer det med en del små arbeidsforhold som ikke er innmeldt i arbeidstakerregisteret, kun i lønns- og trekkoppgaveregisteret. I tillegg vil personer på lønnstilskudd regnes som sysselsatte, fordi de normalt vil være innmeldt i arbeidstakerregisteret. Tabellen er tatt med fordi tilsvarende tabell ble presentert i Bråthen, Hamre og Pedersen (2005). Tabell C.5 gir et annet bilde enn tabell 5.3.

**Tidligere utgitt på emneområdet***Previously issued on the subject***Notater**

1996/17: Evaluering av arbeidsmarkedstiltak - bruk av registerdata.

2005/27: Evaluering av ordinære arbeidsmarkedstiltak. Beskrivende analyse av deltakerne i 2002 og forslag til ny evalueringsmetode

**Rapporter (RAPP)**

1997/15: Registerbasert evaluering av ordinære arbeidsmarkedstiltak. Dokumentasjon og analyse.

1998/14: Evaluering av ordinære arbeidsmarkedstiltak 1997. Dokumentasjon og analyse.

1998/20: Evaluering av ordinære arbeidsmarkedstiltak 1996 - Overgang til jobb og utdanning.

1999/31: Evaluering av ordinære arbeidsmarkedstiltak 1999. Dokumentasjon og analyse av effekter på kort og lang sikt.

2000/22: Evaluering av ordinære arbeidsmarkedstiltak - Deltakere i 1999.

2001/34: Tilpasning på arbeidsmarkedet for deltakere på ordinære arbeidsmarkedstiltak i årene 1996-2000.

2002/31: Tilpasning på arbeidsmarkedet for deltakere på ordinære arbeidsmarkedstiltak i årene 1996- 2001

2002/30: Tilpasning på arbeidsmarkedet for personer som går ut av status som yrkeshemmet i SOFA-søkerregisteret - 2000 og 2001

2006/5: Evaluering av ordinære arbeidsmarkedstiltak påbegynt 4. kvartal 2003. Dokumentasjon og analyse av effekter november 2004

**Økonomiske analyser (ØA)**

2000/2: Evaluering av arbeidsmarkedstiltak

**De sist utgitte publikasjonene i serien Rapporter***Recent publications in the series Reports*

- 2006/5 J.I. Hamre og M. Bråthen: Evaluering av ordinære arbeidsmarkedstiltak påbegynt 4. kvartal 2003. Dokumentasjon og analyse av effekter november 2004. 2006. 61s. 180 kr inkl.mva. ISBN 82-537-6926-1
- 2006/6 P.R. Johansen og J-A. Jørgensen: Virkningsberegninger på KVARTS. 2006. 60s. 180 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6937-7
- 2006/7 F. Foyn og K.A. Kjesbu: Brukernes vurdering av SkatteFUNN-ordningen. Delrapport i evalueringen av SkatteFUNN-ordningen. 2006. 62s. 180 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6938-5
- 2006/8 A. Langørgen, T.A. Galloway og R. Aaberge: Gruppering av kommuner etter folkemengde og økonomiske rammebetingelser 2003. 2006. 35s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6953-9
- 2006/9 Y. Lohne og H. Nome Næsheim: Eldre i arbeidslivet. 22s. 2006. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6955-5
- 2006/10 A. Langørgen og R. Aaberge: Inntektselastisiteter for kommunale tjenester. 2006. 19s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6960-1
- 2006/11 G. Berge og J.K. Undelstvedt: Kommunal avløpssektor: Gebyrer 2005 - Utslipp, rensing og slamdisponering 2004. 2006. 66s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6964-4
- 2006/12 T. Hægeland, K.A. Kjesbu og J. Møen: Fører SkatteFUNN-ordningen til økt FoU-innsats? Foreløpig rapport om innsatsaddisjonalitet. 2006. 27s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6967-9
- 2006/13 G. Dahl, A. Walstad Elnes. T. Jørgensen og C. Trewin: Langtidsmottakere av økonomisk sosialhjelp. 2006. 41s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82.537-6971-7
- 2006/14 N.K. Buskoven: Undersøkelse om bibliotekbruk. 2006. 71s. 180 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6974-1
- 2006/15 A. Barstad, E. Havnen, T. Skarøhamar og K. Sørli: Levekår og flyttemønstre i Oslo indre øst. 2006. 260s. ISBN 82-537-6977-6
- 2006/16 T. Hægeland, L.J. Kirkebøen og O. Raaum: Resultatforskjeller mellom videregående skoler. En analyse basert på karakterdata fra skoleåret 2003-2004. 2006. 64s. 180 kr inkl. mva. ISBN 82-537-69779-2
- 2006/17 Å.Cappelen, E. Fjærli, F. Foyn, T. Hægeland, K.A. Kjesbu, J. Møen og A. Raknerud: SkatteFUNN-evalueringen - Årsrapport 2005. 2006. 46s. 180 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6990-3
- 2006/18 J. Ramm: Inntektsforholdene til grupper med nedsatt funksjonsevne - inntektsregnskap for personer. 2006. 31s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6994-6
- 2006/19 L. Allertsen og T. Kalve. Innvandrerbarn i barnevernet 2004. 2006. 50s. 180 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6996-2
- 2006/20 T.A. Galloway og M. Mogstad: Årlig og kronisk fattigdom i Norge. En empirisk analyse av perioden 1993-2001. 2006. 37s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-7002-2
- 2006/21 B. Langset, E. Holmøy og L. Lerskau: Et grånende Norge: Betydningen av økt behov for eldreomsorg for makroøkonomi og offentlige finanser mot 2050. 2006. 24s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-7018-9
- 2006/22 E. Ugreninov og O. F. Vaage: Studenters levekår 2005. 2006. 86s. 180 kr inkl. mva. ISBN 82-537-7020-0
- 2006/23 V. Aalandslid: Valgdeltakelsen blant norske statsborgere med ikke-vestlig innvandrerbakgrunn ved Stortingsvalget 2005. 2006. 37s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-7022-7
- 2006/24 G. Dahl og S. Lien: Uførepensjon og sosialhjelp/introduksjonsstønad blant innvandrere. 2006. 45s. 155 kr inkl.mva. ISBN 82-537-7027-8
- 2006/25 S. Lien og E. Nørgaard: Rapportering fra krisesentrene 2005. 2006. 37s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-7029-4
- 2006/26 G. Daugstad: Omfang av bruk av kontantstøtte blant barn med ikke-vestlig innvandrerbakgrunn. 2006. 66s. 180 kr inkl. mva. ISBN 82-537-7033-2