

Jørn Ivar Hamre og Magne Bråthen

**Evaluering av ordinære
arbeidsmarkedstiltak påbegynt
4. kvartal 2003**

Dokumentasjon og analyse av
effekter november 2004

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

ISBN 82-537-????-? Trykt versjon
ISBN 82-537-????-? Elektronisk versjon
ISSN 0806-2056

Emnegruppe
06.01

Design: Enzo Finger Design
Trykk: Statistisk sentralbyrå/223

Standardtegn i tabeller	Symbols in tables	Symbol
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Tall kan ikke offentliggjøres	Not for publication	: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 og Magne Bråthen

Evaluering av ordinære arbeidsmarkedstiltak påbegynt 4. kvartal 2003

Dokumentasjon og analyse av effekter november 2004

Rapporter 2006/5 • 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 2003 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. Tre hovedgrupper av tiltak blir analysert, lønnstilskudd, arbeidspraksis og opplæringstiltak som inkluderer arbeidsmarkedsopplæring (AMO).

Personene som begynte på en av de tre typene tiltak i fjerde kvartal 2003 hadde i gjennomsnitt 3 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 de som ikke hadde krav på dagpenger før de begynte på tiltak og for kvinner.

Estimert andel arbeidstakere etter ett år var signifikant høyere både for de som begynte på lønnstilskudd og på arbeidspraksis i fjerde kvartal sett i forhold til om de ikke hadde deltatt. Resultatene for lønnstilskudd viser en markant høyere arbeidstakerandel.

Andel arbeidstakere estimert for de som begynte på opplæringstiltak var ikke signifikant forskjellig fra om de ikke hadde deltatt. Rapporten angir flere mulige årsaker til at vi ikke får noen signifikant effekt av opplæringstiltakene. For det første beregner analysen kun effekten av tiltaksdeltakelse på det å komme i arbeid. Enkelte av opplæringstiltakene fører til at tiltaksdeltakerne tar mer utdanning, for eksempel innenfor det ordinære utdanningssystemet. I tillegg vektlegges eventuelle innlåsningseffekter, det vil si at tiltaksdeltakelse hemmer deltakernes søkeaktivitet mens tiltaket pågår. Når tiltak evalueres etter relativt kort tid kan slike effekter ha betydning. Vi utelukker ikke at effektene på litt lenger sikt kan være større. Opplæringstiltakene omfatter 73 prosent av deltakerne i undersøkelsen.

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

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

Som i de fleste studier av ikke-eksperimentelle data, kan vi ikke utelukke at uobserverte individkjennermer av betydning både for å komme med på tiltak og i jobb, forstyrrer våre beregninger av tiltakenes effekt på det å komme over i arbeid for de som har deltatt.

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

Abstract

Jørn Ivar Hamre og Magne Bråthen

Effect analysis of labour market measures started 4th quarter 2003

Documentation and analysis of effects November 2004

Reports 2006/5 • Statistics Norway 2006

This report presents an effect analysis of three different groups of labour market measures; wage subsidies, work placements, training. The analysis covers participants that started a programme some time during the 4th quarter of 2003, 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.

Participants in any of the three types of measures had on average a 3 percentage points higher employee rate, compared to no treatment. However the estimated effects vary between different subgroups.

The estimated effects of wage subsidies and work placements are both positive for the treated one a year later compared to no treatment.

About 70 per cent of the labour market measures in this study are training measures. Those who started on a training measure some time during the 4th quarter of 2003 had no significantly different employee rate on average compared to no treatment.

The report indicates several possible reasons for these results. First, there may be a locking-in effect of training as participants are restrained from job seeking activity while programs last. Second, we only evaluate the effects on job probability, while some training measures encourage further education.

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 three groups of measures above and non-participation are alternative outcomes 4th quarter 2003.

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 reservoir of unemployed non-participants are sampled.

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

Innhold

1. Innledning	9
2. Bakgrunn	10
3. Metode	12
3.1. Definisjon av effektmål.....	13
3.2. Identifisering.....	13
3.3. En matching estimator.....	14
3.4. Plausibiliteten av matchingantagelsen for datamaterialet.....	16
4. Om dataene og design av studien	17
4.1. Felles populasjonsavgrensning.....	17
4.2. Tiltaksdeltakere.....	17
4.3. Ikke-deltakere.....	18
4.4. Avsluttede vs. påbegynte tiltak.....	18
4.5. Om sampling av ikke-deltakerne som deltakerne matches mot.....	19
4.6. Variabelbeskrivelse.....	20
5. Beskrivende statistikk	25
5.1. Demografiske kjennetegn.....	25
5.2. Inndeling i ulike tiltak.....	26
5.3. Arbeidsmarkedssituasjonen november 2004.....	26
6. Modellerings-, felles overlapp- og matchingsresultater	29
6.1. Modellering av tiltakssannsynlighetene.....	29
6.2. Utvalg med overlapp i beregnede behandlingssannsynligheter (Common support).....	29
6.3. Matchingsresultater.....	31
7. Tiltakseffekter	34
7.1. Effekten av lønnstilskudd.....	34
7.2. Effekten av arbeidspraksis.....	34
7.3. Effekten av opplæringstiltak, unntatt jobbklubb.....	35
7.4. Samlet effekt av de tre typene tiltak.....	35
7.5. Sammenligning med andre studier og diskusjon.....	35
7.6. Sensitive resultater ovenfor samplingen av massen som ikke-deltakerne trekkes fra.....	36
Referanser	37
Vedlegg	
A.1. Den multinomiske logit modellen.....	39
A.2. Multinomiske logitestimater.....	40
B.1. Fordelinger av predikerte behandlingssannsynligheter.....	43
B.2. Gjennomsnittlig karakteristika for deltakere og matchede ikke-deltakere.....	50
C. Tabeller.....	57
Tidligere utgitt på emneområdet	60
De sist utgitte publikasjonene i serien Rapporter	61

Tabellregister

3. Metode

3.1. Matching protokoll for estimering av θ_0^{ml} i hver av delpopulasjonene	15
--	----

5. Beskrivende statistikk

5.1. Personer 16 til 54 år registrert helt ledige ved utgangen av september 2003 ¹ , etter status i Arenaregisteret 4. kvartal 2003 og etter 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 2003 som var registrert helt ledige ved utgangen av september 2003 ¹ , etter tiltakstype. Absolutte tall og prosentfordeling	26
5.3. Personer 16 til 54 år registrert helt ledige ved utgangen av september 2003 ¹ , etter status i Arenaregisteret 4. kvartal 2003 og etter utvalgte demografiske kjennetegn. Antall personer og andelen arbeidstakere november 2004 med tilkoblet kontantlønn fra LTO	27

6. Modellerings-, felles overlapp- og matchingsresultater

6.1. Personer 16 til 54 år registrert helt ledig september 2003, etter status i Arenaregisteret 4. kvartal 2003 og strata. Antall personer og prosentandel med felles overlapp i beregnede behandlingssannsynligheter	30
6.2. Personer 16 til 54 år registrert helt ledig september 2003, etter status i Arenaregisteret 4. kvartal 2003 og strata. Antall personer og prosentandel med felles overlapp i beregnede behandlingssannsynligheter	30
6.3. Personer 16 til 54 år registrert helt ledig september 2003, etter status i Arenaregisteret 4. kvartal 2003 og strata. Antall personer og prosentandel med felles overlapp i beregnede behandlingssannsynligheter	30
6.4. Personer 16 til 54 år registrert helt ledig september 2003 som påbegynte ordinære tiltak i 4. kvartal 2003 og matchede utvalg av arbeidsledige ikke-deltakere, etter strata. Gjennomsnittlig predikerte behandlingssannsynligheter 4. kv. 2003	31

7. Tiltakseffekter

7.1. Personer som begynte på ordinære tiltak 4. kvartal 2003. Effekten av tiltakene på gjennomsnittlig estimert jobbsannsynlighet november 2004 for de som faktisk deltok sett i forhold til om de ikke hadde deltatt, etter tiltakstype, kjønn, alder og dagpengerettigheter	34
7.2. Personer som begynte på opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) 4. kvartal 2003. Beregnede effekter på gjennomsnittlig estimert jobbsannsynlighet november 2004 av opplæringstiltak for de som deltok sett i forhold til om de ikke deltok, etter måten massen av ikke- deltakere er avgrenset, kjønn, alder og dagpengerettigheter	36

Vedlegg

A.1. Tiltaksdeltakere og ikke-deltakere 4. kvartal 2003. Multinomiske logitestimater, etter strata	40
A.1 (forts.) Tiltaksdeltakere og ikke-deltakere 4. kvartal 2003. Multinomiske logitestimater, etter strata	41
A.1 (forts.) Tiltaksdeltakere og ikke-deltakere 4. kvartal 2003. Multinomiske logitestimater, etter strata	42
B.1. Personer 16-24 år som begynte på lønnstilskudd 4. kvartal 2003 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2003. Utvalgsgjennomsnitt	50
B.2. Personer 25-54 år som begynte på lønnstilskudd 4. kvartal 2003 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2003. Utvalgsgjennomsnitt	51
B.3. Personer 16-24 år som begynte i arbeidspraksis 4. kvartal 2003 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2003. Utvalgsgjennomsnitt	52
B.4. Personer 25-54 år som begynte i arbeidspraksis 4. kvartal 2003 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2003. Utvalgsgjennomsnitt	53
B.5. Personer 16-24 år som begynte på opplæringstiltak 4. kvartal 2003 og matchet sammenligningsgruppe av ikke- deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2003. Utvalgsgjennomsnitt	54
B.6. Personer 25-54 år som begynte på opplæringstiltak 4. kvartal 2003 og matchet sammenligningsgruppe av ikke- deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2003. Utvalgsgjennomsnitt	55
B.7. Personer 16-24 år som begynte på opplæringstiltak 4. kvartal 2003 og matchet sammenligningsgruppe av ikke- deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter og bostedskommune. Prosentfordeling	56
B.8. Personer 25-54 år som begynte på opplæringstiltak 4. kvartal 2003 og matchet sammenligningsgruppe av ikke- deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter og bostedskommune. Prosentfordeling	56

C.1. Personer som begynte på lønnstilskudd 4. kvartal 2003 og matchede ikke-deltakere, etter kjønn, alder og dagpengerettigheter. Gjennomsnittlig estimert andel arbeidstakere november 2004 med tilkoblet kontantlønn, effekten av lønnstilskudd for de som faktisk deltok sett i forhold til om de ikke hadde deltatt og tilhørende beregnedestandardavvik.....	57
C.2. Personer som begynte på arbeidspraksis 4. kvartal 2003 og matchede ikke-deltakere, etter kjønn, alder og dagpengerettigheter. Gjennomsnittlig estimert andel arbeidstakere november 2004 med tilkoblet kontantlønn, effekten av arbeidspraksis for de som faktisk deltok sett i forhold til om de ikke hadde deltatt og tilhørende beregnede standardavvik.....	57
C.3. Personer som begynte på opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) 4. kvartal 2003 og matchede ikke-deltakere, etter kjønn, alder og dagpengerettigheter. Gjennomsnittlig estimert andel arbeidstakere november 2004 med tilkoblet kontantlønn, effekten av opplæringstiltak for de som faktisk deltok sett i forhold til om de ikke hadde deltatt og tilhørende beregnede standardavvik.....	58
C.4. Personer som begynte på lønnstilskudd, arbeidspraksis eller opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) 4. kvartal 2003 og matchede ikke-deltakere, etter kjønn, alder og dagpengerettigheter. Gjennomsnittlig estimert andel arbeidstakere november 2004 med tilkoblet kontantlønn, effekten av tiltakene for de som faktisk deltok sett i forhold til om de ikke hadde deltatt og tilhørende beregnede standardavvik.....	58
C.5. Personer 16 til 54 år registrert helt ledige ved utgangen av september 2003 ¹ , etter status i Arenaregisteret 4. kvartal 2003 og etter utvalgte demografiske kjennetegn. Antall personer og andelen lønnstakere november 2004.....	59

Forord

Statistisk sentralbyrå legger med dette fram resultatene fra en analyse av ordinære arbeidsmarkedstiltak. Evalueringen er utført på oppdrag av Arbeids- og integreringsdepartementet, tidligere Arbeids- og sosialdepartementet.

Metoden er justert litt i forhold til skissen presentert i Notater 2005/27. Vi har fått verdifulle innspill og kommentarer til rapporten fra forskerne Hege Torp, Institutt for samfunnsforskning og fra Oddbjørn Raaum og Knut Røed ved Stiftelsen Frischsenteret for samfunnsøkonomisk forskning. Gjenstående feil og mangler står forfatterne selv for.

Analysen er utført av Jørn Ivar Hamre ved Seksjon for arbeidsmarkedsstatistikk.

Magne Bråthen ved Seksjon for arbeidsmarkedsstatistikk har vært med i planleggingen av analysen, og bidratt i rapportskrivningen.

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 sosialdepartementet å evaluere effekten av de ordinære arbeidsmarkeds-tiltakene.

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 2003 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 et al (2002) og i Calmfors et al (2002).

Kapittel 2 i denne rapporten inneholder bakgrunnen for studien. 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, mens kapittel 6 inneholder resultater fra tiltaksmodelleringen, betingelsene om felles overlapp, og matchingen. Tiltakseffektene presenteres og diskuteres i kapittel 7.

En stor del av denne rapporten går med til å beskrive metoden som vi har brukt, og dokumentere kvaliteten for de enkelte stegene i metoden som fører fram til effektestimaterne. Grunnen til dette er at Statistisk sentralbyrå ikke tidligere har anvendt metoden for å evaluere arbeidsmarkedstiltak, og at metodiske valg kan påvirke resultatene.

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 tiltaksdeltakelse 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 Notater 2005/27.

Arbeid med dataene og gjennomføringen av analysen førte imidlertid til at vi har justert opplegget litt.

Tiltakspopulasjonen er dessuten endret fra personer som avsluttet tiltak i løpet av mai i Statistisk sentralbyrå sine tidligere effektanalyser til personer som begynte på tiltak i løpet av fjerde kvartal evaluert i denne rapporten. 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, jmfør kapittel 4.4. Vi ønsker nemlig å beregne gjennomsnittseffekter for de som faktisk har deltatt sett i forhold til om de ikke hadde deltatt.

Tre mulig utvidelser av analysen

På bakgrunn av det samme datamaterialet som er brukt i denne rapporten, vil Statistisk sentralbyrå senere også evaluere effekten på tvers av tiltakene. Vi evaluerer da endringen i gjennomsnittlig arbeidstakerprosent for individene som faktisk gjennomførte et av tiltakene i en bestemt tiltaksgruppe dersom de i stedet hadde gått på et tiltak i en annen bestemt tiltaksgruppe. Dette må gjøres i separate analyser, fordi effekten av for eksempel lønnstilskudd estimert i denne rapporten gjelder for de som har deltatt på lønnstilskudd, og ikke effekten som personene som faktisk gikk på for eksempel AMO-kurs ville ha hatt dersom de i stedet hadde gått på lønnstilskudd. Årsaken er at deltakerne på de to ulike tiltakene generelt vil være forskjellig i gjennomsnitt sett i forhold til de forklaringsvariable som vi benyttet, og det igjen vil kunne gi de to gruppene ulike forutsetninger til å oppnå suksess på et senere tidspunkt. Sagt på en annen måte, det som fungerer for en gruppe trenger ikke nødvendigvis å fungere for en annen ulik gruppe.

Utover effektanalysene i denne rapporten, er det bl.a. også planlagt å sammenligne resultatene med resultater basert på logistisk regresjonsanalyse på samme datamaterialet, men med arbeidsmarkedssuksess som avhengig variabel. Sistnevnte metode ble benyttet i Statistisk sentralbyrå sine tidligere studier.

Vi ønsker også å evaluere arbeidsmarkedstiltak med utvidelser av suksesskriteriet. Suksesskriteriet kan utvides til å inneholde status som både lønnstakere og selvstendig næringsdrivende. For enkelte tiltak og deltakergrupper vil utdanning være en status som det er naturlig å inkludere i suksesskriteriet ved siden av sysselsetting. Utdanningsregisteret og Selvangivelse-registeret for 2004, som da vil bli benyttet, foreligger ikke før i 2006.

3. Metode

Statistisk sentralbyrå vil evaluere effekten av å delta på ordinære arbeidsmarkedstiltak for helt ledige personer i september 2003 som begynte på et tiltak i løpet av fjerde kvartal¹. 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 desember¹. Metoden for å danne de enkelte sammenligningsgruppene er basert på propensity score matching.

Suksesskriteriet i denne analysen er om personen har et aktivt arbeidsforhold i november 2004 i arbeidstakerregisteret med tilkoblet kontantlønn fra Lønns- og trekkoppgaverregisteret (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 tre definerte hovedgruppene av ordinære arbeidsmarkedstiltak: arbeidsmarkedso opplæring (AMO), lønnstilskudd og arbeidspraksis. Effekten av tiltaksdeltakelse for de som deltok blir målt i forhold til fravær av tiltak, både for de ordinære tiltakene samlet og for de tre tiltaksgruppene hver for seg.

Første steg i metoden er å modellere sjansen for at et av utfallene: 1) begynne på lønnstilskudd, 2) begynne på arbeidspraksis, 3) begynne på arbeidskraftso pplæring eller 0) å ikke begynne på tiltak fjerde kvartal 2003 realiseres i en flervalgsmodell med relevante forklaringsvariable. Gitt forklaringsvariablene til individene, beregnes deres sjanser for at de ulike behandlingsutfallene realiseres. Disse behandlings-/tiltakssannsynlighetene kalles propensity score.

¹ Vi krever at de registrerte helt arbeidsledige september 2003 har den hatt statusen i minst 15 dager. Populasjonen avgrenses videre til personer i alderen 16 til 54 år som er bosatte ifølge personregisteret, og som i tillegg ikke har vært på utføringstiltak eller tiltak for yrkeshemmede de siste 5 årene.

Analysen gjøres separat for åtte mest mulig like undergrupperinger.

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 parene² utgangspunkt for beregning av andelen arbeidstakere³ på evalueringstidspunktet. Dette gjøres både for tiltaksdeltakere og for matchede ikke-deltakere, enten for de tre tiltaksgruppene hver for seg eller samlet. Da får vi beregnet en gjennomsnittseffekt av de tre 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.

Matchet sampling 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 propensity score i stedet for en lang rekke forklaringsvariable, ble legitimert gjennom Rosenbaum og Rubin (1983) sin artikkel. Lechner (2001) og Imbens (2000)

² Personer som begynte på tiltak 4. kvartal 2003 som fortsatt var på det samme tiltaket på evalueringstidspunktet november ett år senere er imidlertid holdt utenfor effektberegningene, sammen med deres matchede ikke-deltakere.

³ Andelen arbeidstakere november 2004 med tilkoblet kontantlønn fra LTO.

generaliserte metoden med propensity score matching til å gjelde analyser av flere typer tiltak samtidig.

Matchingestimatorer for evaluering av arbeidsmarkedstiltak er anvendt på svenske data av Larrson (2003) og Sianesi (2001, 2004), og på norske data bl.a. av Raaum, Torp og Zhang (2002)⁴ og Hardoy (2003).

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 evalueringslitteraturen. 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^{amo} , $Y^{\text{praksispluss}}$ 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)

$$\theta_0^{m,l} = E(Y^m - Y^l | S = m) = E(Y^m | S = m) - E(Y^l | S = m)$$

$\theta_0^{m,l}$ betegner forventet⁵ (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 fire verdier i vår analyse avhengig av om en person i løpet av 4. kvartal 2003: 0) ikke var på tiltak, 1) begynte på lønnstilskudd, 2) begynte i arbeidspraksis eller 3) begynte på opplæringstiltak. I denne rapporten sammenligner vi tiltaket $m=1,2,3$ med behandlingen 0) ikke på tiltak i 4. kvartal 2003, 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 uavhengighetsantagelsen (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

⁴ De benytter en flervalgmodell 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.

⁵ E er forventningsoperatoren.

uobserverte individforskjeller som påvirker både tiltaksdeltakelse og suksesskriteriet ukorrelerede med hverandre. Sagt på en annen måte, kontrollert for et sett observerte forklaringsvariable X , er behandlingsindikatorens 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) identifiserbar⁶, 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 revekte observasjoner med felles overlapp, er matchingmetoden i stand til å eliminere to av tre mulige kilder til skjevhet identifisert av Heckman, Ichimura og Todd (1998). 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 en tredje kilde til skjevhet, uobserverbar seleksjon.

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

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

$$(5) Y^l \perp S | P^{l|ml}(X) = P^{l|ml}(x), S \in \{l,m\} \\ \text{for } \forall x \in \mathcal{X} \text{ og } \forall j=m,l, \\ \text{der } P^{l|ml}(x) = P(S=l | S \in \{l,m\}, X=x).$$

$P^{l|ml}$ 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 $[P_N^0(X), P_N^1(X), P_N^2(X), P_N^3(X)]$ 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:

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

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 θ_0^{ml} , bygger på Lechner (2001), og følger i tabell 3.1.

⁶ 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.

Tabell 3.1. Matching protokoll for estimering av θ_0^{ml} i hver av delpopulasjonene.

Steg 1	Spesifiser og estimer multinomiske logit modeller for å framskaffe predikerte tiltaks sannsynligheter, $[\hat{P}_N^0(x), \hat{P}_N^1(x), \hat{P}_N^2(x), \hat{P}_N^3(x)]$.
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 $j=0,1,2,3$, 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 invertekovariansmatrisen 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 θ_N^{ml} ved hjelp av resultatene fra steg 4 ¹ .

Note: Steg 3-5 er foretatt i Stata versjon 8.2 med applikasjonen psmatch2.ado, programmert av forskerne Barbara Sianesi og Edvin Leuven.

¹ Personer som begynte på tiltak 4. kvartal 2003 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 delgrupper. Vi evaluerer tre grupper av tiltak hver for seg, slik at det til sammen blir 24 ulike tiltaksgrupper. For hver av de 24 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. Rekkefølgen⁷ er ikke irrelevant, siden sammenligning av grenseverdiene for en sannsynlighet kan medføre at vi fjerner en observasjon, med den maksimale eller minimale verdien en av de andre typene sannsynlighet, som i forkant er overlapp kontrollert.

Selve matchingen er beskrevet i steg 3. I Raaum et al (2002b) 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. De 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 evalueringslitteraturen.

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 asymptotisk variansen til $\hat{\theta}_N^{ml}$ foreslått av Lechner (2001) er da:

⁷ 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.

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

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

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, jmfør Lechner (2002). I litteraturen er det ikke presentert noen generell formel som rettfærdiggjør av bruk av slike bootstrapping-variensberegninger for matchingestimatorer, jmfør Abadie og Imbens (2005). 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 sjansene 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, jmfør 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 dagpengerettigheter. 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 dagpengerettigheter.

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 et al (1999). De påpeker også at detaljert inntekts-historikk 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 rettfærdiggjøre 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 dagpengerettigheter, og mellom menn og kvinner. Dette vil gjøre undergruppene mer homogene enn totalen. Til gjengjeld blir det mange undergrupper å analysere separat. En av hovedinnvendningene 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 et al. (2002a).

4. Om dataene og design av studien

Datamaterialet er hentet fra administrative registre. Utvalget er trukket ut fra Aetat 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. Rikstrygdeverket (RTV) sitt arbeidstakerregister med kobling til Skatte- direktoratets lønns- og trekkoppgaveregisteret (LTO) er brukt for å danne suksesskriteriet, i arbeid første uka i november 2004. Arena-registeret og RTVs fødsels- pengeregisteret benyttes for å konsistensbehandle suksesskriteriet. Utdanningsregisteret og en fødelands- fil til Statistisk sentralbyrå er brukt for å gi informasjon om personen som også kan være relevant for tiltaks- og jobbsannsynlighetene. Ligningsregisteret til Skatte- direktoratet og RTVs register over pensjonspoeng skaffer analysen informasjon om inntekt og yrkes- erfaring. I tillegg bruker vi informasjon fra person- registeret til Skattedirektoratet.

I dette kapittelet vil vi redegjøre for populasjons- avgrensning, inndeling i tiltaks- og sammenlignings- grupper, 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 2003 i Arena- registeret, og som i tillegg har den hatt statusen i minst 15 dager⁸. Populasjonen avgrenses videre til personer i alderen⁹ 16 til 54 år som er bosatte ifølge person- registeret 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 arbeids- markedet 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 2003 som enten er registrert med dag- penger eller uten dagpenger¹⁰, fordi dette er en viktig stratifiseringsvariabel. I tillegg ekskluderer vi personer

som har vært på atføringstiltak eller tiltak for yrkes- hemmede i perioden 1998 til og med 4. kvartal 2003.

4.2. Tiltaksdeltakere

Fra populasjonen over definerer vi tiltaksgruppen som de personene som begynte på 1) lønnstilskudd, 2) arbeidspraksis eller 3) arbeidsmarkedso pplæring (AMO) utenom jobbklubb i løpet av fjerde kvartal 2003. Tiltaksgruppene er med andre ord *inn- strømmingen* fra registrert arbeidsledighet til tiltakene i fjerde kvartal. Personer som begynte på tiltak 4. kvartal 2003 som fortsatt var på det samme tiltaket på evalueringstidspunktet november ett år senere blir holdt utenfor effektberegningene¹¹, sammen med deres matchede ikke-deltakere.

Om tiltakene

Nedenfor følger en gruppering av tiltakene rettet mot ordinære arbeidssøkere, som Aetat benytter.

Lønnstilskudd kan i en begrenset periode gis til arbeids- givere 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 utdanning. Arbeidspraksis foregår i ordinær eller i skjermet virksomhet i form av tilrettelagt arbeids- trening med oppfølging.

Arbeidsmarkedso pplæring (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

⁸ En dag lenger enn perioden meldekortet til Aetat gjelder for.

⁹ Alder er regnet i fylte år ved utgangen av året.

¹⁰ Kriteriet ekskluderer svært få personer.

¹¹ Disse deltakerne blir imidlertid matchet på vanlig måte, slik at de og deres matchede ikke-deltakere kan inkluderes i effektberegninger etter to år.

oppfølging i jobbklubber mv. faller inn under dette tiltaket. Deltakere på opplæringstiltak skal være over 19 år. Varighet av opplæringstiltakene er inntil 10 måneder.

Midlertidige sysselsettingstiltak gir personer som står i fare for å bli varig utstengt fra arbeidslivet eller som har problemer med å etablere seg på arbeidsmarkedet pga manglende arbeidserfaring. Tiltaket gis i form av sysselsettingstiltak for langtidsledige, sysselsettings-tiltak for yrkeshemmede eller vikar plass.

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

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 arbeidsmarkedsoplæring utgjør majoritetene av tiltakene. Jobbklubb er kortvarige tiltak som skiller seg fra andre AMO kurs. De vil derfor bli holdt utenfor¹² gruppen med opplæringstiltak i tiltaksevalueringene. Statistisk sentralbyrå sin analyse vil derfor begrense seg til å omfatte lønnstilskudd, arbeidspraksis og arbeidsmarkedsoplæring (AMO) uten jobbklubb.

Om suksess av lønnstilskudd

Vi konsistensbehandler suksessvariabelen vår mot Aetat sitt register slik at vi ikke teller de har lønnstilskudd på evalueringstidspunktet som suksess. Personer som begynte med lønnstilskudd 4. kvartal 2003 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 være 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 Aetat er oppfylt.

4.3. Ikke-deltakere

Massen av ikke-deltakere fjerde kvartal 2003 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 2003 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 2003.

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 avgrenser 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 2003, som også var helt ledig i oktober og november, og som ikke deltok på arbeidsmarkedstiltak i desember.

I Statistisk sentralbyrå sine tidligere 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 tiltaksdeltakere 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

¹² Vi vil evaluere effekten av jobbklubb separat i senere års studier dersom antallet som begynner på jobbklubb øker betydelig.

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. Uobserverbare 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 varighet¹³, vil det kunne være uobserverte forskjeller som kan påvirke de estimerte tiltakseffektene, jamfør Røed et. al. (2000).

Vi har målt varighet av den til da "siste" ledighetsperioden for tiltaks- og sammenligningsgruppen fram til tidspunktet som avgrensar begge populasjonene, helt ledige ved utgangen av september¹⁴. 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 et al. (2000).

I Hardoy (2000) foretas en analyse av tiltak for ungdom. En av konklusjonen var at estimert sysselsettings-effekt 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 effektestimaten. 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 et. al. (1999). Den alminnelige oppfatningen blant forskere er at en ikke bør legge avgjørende vekt på enkeltstående evalueringsresultater, men i stedet trekke på erfaringer fra den store mengden av studier,

jamfør oppsummeringsartikkelen til Raaum et al. (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 seleksjons-effektene vil variere med metode, benyttede data og institusjonelle forhold.

Tiltaksavbrudd og senere start på tiltak

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 sysselsettningseffekt av tiltakene som evalueres motvirkes eller forsterkes av at personer i sammenligningsgruppa også har deltatt på tiltakene. Det som kalles "forurensningsskjevheter" unngås dermed. I hennes studie gir en slik populasjonsavgrensning større effekt av tiltakene enn dersom begrensningene av utvalgene ikke hadde vært gjort.

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 2004. De som deltar på lønns-tilskudd på evalueringstidspunktet er imidlertid kodet som ikke suksess, siden det er ordinær sysselsettning som er det endelige målet med tiltaket. Personer som begynte på tiltak 4. kvartal 2003 som fortsatt var på det samme tiltaket på evalueringstidspunktet 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.

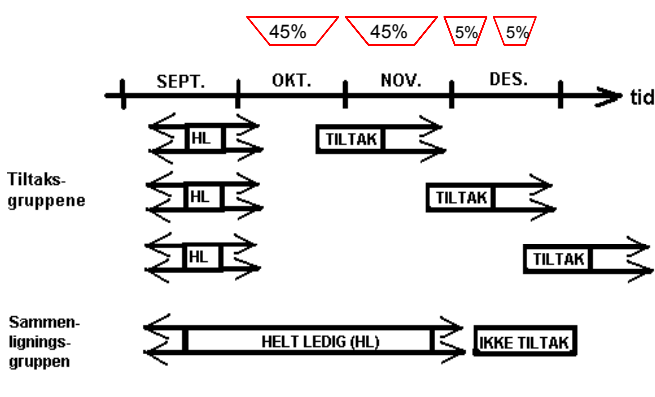
4.5. Om sampling av ikke-deltakerne som deltakerne matches mot

Det er ikke opplagt hvordan tiltaks- og sammenligningsgruppen bør avgrensnes. 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.

¹³ For tiltaksgruppa målt ved ledighet som avsluttes med en overgang til tiltak, og for sammenlikningsgruppa målt ved varighet av pågående ledighet.

¹⁴ Mer presist blir da variabelens navn "varighet av bruttoledighetsperioden fram til september 2003".

Figur 4.1. Illustrasjon av sampledesign og fordeling av tiltaksstart i 4. kvartal 2003



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 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.

De fleste som starter på tiltak i 4. kvartal starter i løpet av oktober og november, andelen er omtrent like stor (45 prosent). Kun rundt 10 prosent av påbegynte tiltak i fjerdekvartal starter i løpet av desember. Blant disse igjen starter rundt halvparten i første uka i 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

Vi har også sett på to alternative avgrensninger av massen av ikke-deltakere. I det ene alternativet sammenlignet vi tiltaksdeltakerne som startet 4. kvartal med personer som var helt ledig ved utgangen av september og som ikke startet på tiltak i 4. kvartal. Denne avgrensningen av massen som sammenligningsgruppen trekkes fra blir sannsynligvis for lite restriktiv, i og med at de aller fleste deltakerne er helt ledig fra utgangen av september og til tiltaksstart i løpet av 4. kvartal. Dermed får vi ikke kontrollert godt nok for ledighet i fjerde kvartal. Sammenligningsgruppen blir positivt selektert. Kun de som starter på tiltak helt i begynnelsen av kvartalet matches da med en ikke-deltaker fra en masse som med betinget ledighet fram til omtrent det tidspunktet tiltakene starter. Enkelte personer som starter på tiltak sendt i kvartalet kan risikere å bli matchet med ikke-deltakere som er kommet i arbeid før tiltaket starter.

Et annet alternativ vi har undersøkt er å avgrense av massen som sammenligningsgruppen trekkes fra til personer som er helt ledig i hele 4. kvartal. Dette 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.

Effektestimatene 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.

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 kontantlønn¹⁵ fra LTO for 2004 definerer vi her som i arbeid. Det er vårt suksess-

¹⁵ 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).

kriterium. 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 trekkoppgaveregisteret, 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 meldepliktig¹⁶ 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 en 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 lønnstakerdefinisjonen 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 kontantlønnsforhold 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 2003 begynte på et ordinært tiltak i en av gruppene under: 1) lønnstilskudd, 2) arbeidspraksis 3) opplæring, utenom jobbklubb. Indikatoren siste verdi er sammenligningsgruppen av personer som ikke var på arbeidsmarkedstiltak i fjerde kvartal 2003. 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. Jobbklubb eller 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 dagpenge-rettigheter, 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 2003. Med og uten dagpenger er kodet ut fra ytelsesstatus fra Arena-registeret ved utgangen av september 2003.

Stratifisert analyse tillater ikke matching på tvers av de 8 strataene, slik at matchingen blir perfekt for kjønn, voksen/unge 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 enkelte tiltak, og fordi saksbehandlerene 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 tiltaksdeltakelse dersom er korrelert de observerbare forklaringsvariablene. De ovennevnte korrelasjonene kan være forskjellig for ungdom/voksne, menn/kvinner og for personer med/uten dagpengerrettigheter. Det er grunn til å tro at sannsynligheten for å komme på tiltak er korrelert med egenskaper som har betydning for senere jobbsannsynlighet.

¹⁶ Jobber med forventet varighet mer enn 6 dager og gjennomsnittlig arbeidstid per uke på mer enn 4 timer er meldepliktig til arbeidstakerregisteret.

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 2003. Variablene er tatt med fordi individuelle trekk ved personen kan ha betydning for tiltaks- og jobbsannsynligheten.

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

Alder, er regnet i fylte år ved utgangen av 2003. I strataene for personer 16-24 år benyttes en binærvariabel 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 binærvariable 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 2003, 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 førstegenerasjonsinnvandrere, 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 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 kommuneklassifisering, 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 2003. 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
 0. 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 2003, 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 2003. 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 2003. 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 henspeler 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 benyttes vi binærvariable for følgende grupperinger av nivåene: 0-2 , 3 , 6-8 , 9. Verdiene 4 og 5 er da referanseverdier.

I utdanning pr. 1. oktober 2002 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 uoppgett.

Ledighet og tiltakserfaring

Lengden på "siste arbeidsledighetsperiode fram til september 2003"

Kilden er Arena-registeret, og måler antall måneder sammenhengende registrert helt ledig eller på ordinære tiltak fram til september 2003. 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 2004. 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 2003.

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 2003

Antall måneder på ordinære arbeidsmarked i perioden 2002 til september 2003

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 2003

Kilden er arenaregisteret ved utgangen av september 2003. Variabelen benyttes ikke for undergruppene med personene 16-24 år. Årsaken er at modellen har problemer med å estimere effekten for enkelte undergrupper.

Yrkeserfaring

Antall år med pensjonspoeng: En kontinuerlig variabel basert på RTVs register over pensjonspoeng til og med 2002. Pensjonspoeng opparbeides i år der pensjons-givende 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.

Pensjongivende inntekt i 2001 og i 2002, to kontinuerlige variable konstruert fra Skattedirektoratets ligningsregister, målt i gjennomsnittlig G for respektive år. G er grunnbeløpet i folketrygden¹⁷.

Arbeidsmarkedskarakteristika

Registrerte helt ledige i prosent av en registerarbeidsstyrke fordelt på økonomisk region, målt november 2002 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.

¹⁷ Gjennomsnittlig G for 2001 var kr 50 603 og for 2002 kr 53 233.

Registrerte helt ledige i prosent av en registerarbeidsstyrke fordelt på utdanning og landsdel

målt november 2002 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 2001 til november 2002 fordelt på fylke

målt i prosentpoeng, med 1 desimal.

Deltakerrater på ordinære arbeidsmarkedstiltak etter fylke

målt september 2003, 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 fylkesestimatene 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 lik¹⁸ om vi hadde med bostedsfylke eller variablene over som forklaringsvariable.

¹⁸ For å få opp andelen personer med perfekt fylkesmatch, gjorde vi 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 mellom, 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.

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 2003 og massen av arbeidsledige ikke-deltakere. Vi ser på hvordan personene som begynte på et ordinært tiltak i løpet av 4. kvartal 2003 fordeler seg på ulike tiltak i avsnitt 5.2. Vi presenterer situasjonen på arbeidsarkedet på evalueringstidspunktet for tiltaksdeltakerne og massen av ikke-deltakere i avsnitt 5.3.

5.1. Demografiske kjennetegn

I løpet av 4. kvartal 2003 begynte i alt 6 156 personer i alderen 16 til 54 år enten på lønnstilskudd, arbeidspraksis eller opplæringstiltak, unntatt jobbkлубb blant de som var helt ledige ved utgangen september 2003 med minst 15 dager i statuskoden og som ikke hadde vært på attføringstiltak siste 5 år.

Tabell 5.1. Personer 16 til 54 år registrert helt ledige ved utgangen av september 2003¹, etter status i Arenaregisteret 4. kvartal 2003 og etter utvalgte demografiske kjennetegn. Antall personer og prosentfordelinger

Demografiske kjennetegn	Tiltaksdeltakere 4. kvartal 2003		Helt ledige ved utgangen av oktober og november 2003, som ikke startet på tiltak i desember	
	Antall personer	Prosent	Antall personer	Prosent
I alt	6 156	100	35 864	100
Aldersgruppe				
16-19 år	407	6,6	486	1,4
20-24 år	1 061	17,2	5 253	14,6
25-30 år	1 351	21,9	8 076	22,5
31-35 år	1 034	16,8	6 974	19,4
36-40 år	871	14,1	5 491	15,3
41-45 år	654	10,6	3 992	11,1
46-50 år	479	7,8	3 345	9,3
51-54 år	299	4,9	2 247	6,3
Bostedsregion				
1. Oslo og Akershus	1 854	30,1	9 605	26,8
2. Hedmark og Oppland	322	5,2	2 000	5,6
3. Sør-Østlandet	1 070	17,4	6 859	19,1
4. Agder og Rogaland	897	14,6	5 252	14,6
5. Vestlandet	967	15,7	5 759	16,1
6. Trøndelag	493	8,0	3 104	8,7
7. Nord-Norge	552	9,0	3 282	9,2
Kvinner	2 693	43,7	14 873	41,5
Menn	3 463	56,3	20 991	58,5
Gift	1 987	32,3	10 891	30,4
Ikke Gift	4 169	67,7	24 973	69,6
Utdanningsnivå				
1. Grunnskole	710	11,5	4 330	12,1
2. Vg, grunn	2 275	37,0	12 509	34,9
3. Vg, avsl.	1 438	23,4	9 323	26,0
4. Påbygging til Vg	174	2,8	1 012	2,8
5. Univ./Høgskole	1 014	16,5	6 414	17,9
6. Uoppgift/Ingen	545	8,9	2 276	6,3
Ikke-vestlig innvandrer	1 471	23,9	6 332	17,7

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

I alt 35 864 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 2003 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. 43,7 og 41,5 prosent. I alt 32,3 prosent av tiltaksdeltakerne var gift, mens kun 30,4 prosent i massen av ikke-deltakere var gift.

Tiltaksgruppen og massen av ikke-deltakere har ulik alderssammensetning, ved at personene i tiltaksgruppen gjennomgående er yngre enn ikke-deltakerne. Det framgår selv av tabell 5.1, som allerede er aldersavgrenset 16 til 54 år. Uten aldersavrensningen ville tiltaksgruppen og gruppen av ikke-deltakere også bestått av hhv. 400 og 6 100 personer over 54 år. De over 54 år ville ha utgjort hhv. 6,2 og 14,6 prosent av hele tiltaksgruppen og massen av ikke-deltakere.

For personer med videregående, grunnutdanning og ikke-vestlige innvandrere er andelen tiltaksdeltakere klart høyere enn andelen ikke-deltakere. Disse undergruppene er med andre ord overrepresenterte når det gjelder tiltaksdeltakelse.

Personer bosatt i Oslo og Akershus utgjør 30,1 prosent av tiltaksdeltakerne, men kun 26,8 prosent av ikke-deltakerne.

5.2. Inndeling i ulike tiltak

Over 73 prosent begynte på opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) av alle personer i alderen 16 til 54 år som påbegynte et ordinært arbeidsmarkedstiltak i løpet av 4. kvartal 2003. Tilsvarende prosentandel for lønnstilskudd og arbeidspraksis var hhv. 8,2 og 18,5. Kun 58 personer påbegynte jobbklubb i løpet av 4. kvartal 2003 blant de som var helt ledig ved utgangen av september med minst 15 dager i statuskoden og som ikke hadde vært på atføringstiltak i perioden 1998 til 2003. Antallet er såpass lavt at vi ikke kan evaluere effekten av den tiltaksgruppen separat. Jobbklubb er en form for opplæring som skiller seg mye fra de andre opplæringstiltakene, så vi har valgt å ikke slå dem sammen med andre opplæringstiltak. I alt 193 personer begynte på andre ordinære tiltak i løpet av 4. kvartal 2003 i vår avgrensede populasjon. Andre ordinære tiltak består av midlertidig sysselsettings-tiltak, bedriftsintern opplæring og forsøks- og andre tiltak. Vi har valgt å ikke evaluere gruppen 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 2003 som var registrert helt ledige ved utgangen av september 2003¹, etter tiltakstype. Absolutte tall og prosentfordeling

Type tiltak	Antall	Prosent-fordeling
I alt	6156	100,0
Lønnstilskudd	506	8,2
Arbeidspraksis	1137	18,5
Opplæring, unntatt jobbklubb	4513	73,3
Jobbklubb	58	0,9
Andre tiltak	193	3,1

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

5.3. Arbeidsmarkedssituasjonen november 2004

I dette avsnittet beskriver vi andelen med aktivt arbeidsforhold i arbeidstakerregisteret november 2004 med tilkoblet kontantlønn fra LTO for tiltaksdeltakerne og massen av arbeidsledige ikke-deltakere, jamfør suksesskriteriet i kapittel 4.

Totalt sett var andelen arbeidstakere 4. kvartal 2004 med tilkoblet kontantlønn 34,9 prosent for tiltaksgruppen og 27,6 prosent for massen av ikke-deltakere.

For personer i tiltaksgruppen er andelen arbeidstakere høyere for alle de demografiske kjennetegnene i tabell 5.3 enn for massen ikke-deltakere.

Andelen arbeidstakere for tiltaksdeltakerne var lavest for de yngste, høyest for de i mellom 25 og 30 år, og viser deretter en fallende tendens med alder. 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 2004 til ikke-vestlige innvandrere er betydelig høyere for personer i tiltaksgruppen enn i gruppen av ikke-deltakere et år tidligere.

Ikke-vestlige innvandrere har 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 2003¹, etter status i Arenaregisteret 4. kvartal 2003 og etter utvalgte demografiske kjennetegn. Antall personer og andelen arbeidstakere november 2004 med tilkoblet kontantlønn fra LTO

Demografiske kjennetegn	Tiltaksdeltakere 4. kvartal 2003		Helt ledige ved utgangen av oktober og november 2003, som ikke startet på tiltak i desember	
	Antall personer	Arbeidstaker- prosenten	Antall personer	Arbeidstaker- prosenten
I alt	6 156	34,9	35 864	27,6
Alder				
16-19 år	407	26,0	486	23,7
20-24 år	1 061	35,9	5 253	33,0
25-30 år	1 351	40,0	8 076	30,0
31-35 år	1 034	36,1	6 974	28,3
36-40 år	871	35,5	5 491	26,3
41-45 år	654	30,4	3 992	24,9
46-50 år	479	31,5	3 345	22,5
51-54 år	299	29,4	2 247	20,2
Landsdel				
1. Oslo og Akershus	1 854	33,1	9 605	24,5
2. Hedmark og Oppland	322	33,2	2 000	28,5
3. Sør-Østlandet	1 070	33,6	6 859	27,3
4. Agder og Rogaland	897	36,0	5 252	30,1
5. Vestlandet	967	38,5	5 759	28,9
6. Trøndelag	493	34,3	3 104	28,7
7. Nord-Norge	552	36,8	3 282	29,0
9. Uoppgitt	1	0,0	3	33,3
Kjønn				
Kvinner	2 693	35,8	14 873	27,8
Menn	3 463	34,2	20 991	27,4
Ekteskapelig status				
Gift	1 987	36,3	10 891	27,8
Ikke Gift	4 169	34,2	24 973	27,4
Utdanningsnivå				
1. Grunnskole	710	29,0	4 330	22,5
2. Vg, grunn	2 275	32,0	12 509	24,2
3. Vg, avsl.	1 438	38,7	9 323	32,6
4. Påbygging til Vg	174	36,2	1 012	32,1
5. Univ./Høgskole	1 014	42,6	6 414	31,8
6. Uoppgitt/Ingen	545	29,7	2 276	20,5
Ikke-vestlig innvandrere				
Ja	1 471	30,0	6 332	19,9
Nei	4 685	36,4	29 532	29,2

¹ 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 2004, basert på den registerbaserte sysselsettingsstatistikken, var for tiltaksgruppen og massen av arbeidsledige ikke-deltakere hhv. 49,7 prosent og 38,8 prosent, jmfør tabell C.5. 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 kontantlønnsforhold 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 2004 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 notat 2005/27 foreslo vi opprinnelig å benytte andelen lønnstakere i den beskrivende analysen i tabell 5.3. Her har vi fokusert på andelen arbeidstakere, siden det er suksesskriteriet i effektevalueringen.

6. Modellerings-, felles overlapp- og matchingsresultater

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

6.1. Modelling av tiltakssannsynlighetene

Individenes "valg" mellom enten å begynne på 1) lønnstilskudd, 2) arbeidspraksis, 3) arbeidskraftsopplæring fjerde kvartal 2003 eller 0) ikke delta på tiltak fjerde kvartal modellerer vi 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 2003. 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 med høy utdanning, gjør at vi har gruppert variablene om utdanningsnivå 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 stykke tilbake i tid er mest aktuelt for de voksne. Foreldrenes utdanningsnivå for de i alderen 25-54 år er ikke av like god kvalitet som for de unge, så variabelen inngår kun

modellene for de unge. Variabelen om personene var permittert ved utgangen av september 2003 ser kun ut til å ha betydning for de over 24 år i logitmodellene.

Få forklaringsvariablene har signifikante effekter på alle de tre 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 2002 er, desto lavere er sjansen for å begynne på et av de tre tiltakstypene (relativt til ikke å delta på tiltak). Jo lenger siste sammenhengende ledighetsperiode fram til og med september 2003 var, desto større er sjansen for å begynne på et av de tre tiltakstypene sett i forhold til ikke-deltakelse.

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 (relativt til ikke å delta på tiltak). Dette kan henge sammen med at enkelte opplærings-tiltak er spesielt er tiltenkt innvandrere. Estimaten viser også signifikante regionale variasjoner, men tolkningen er ikke så lett, fordi den regionale dimensjonen går igjen i flere forklaringsvariable, som landsdel, sentralitet, og regionale tiltaks- og ledighetsprosent.

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

Tabellene 6.1 til 6.3 viser hvordan kravene for felles overlapp (Common support) i beregnede behandlingssannsynligheter (propensity score) trimmer tiltaksgruppene og tilhørende massene av arbeidsledige ikke-deltakere. Tiltaksgruppene blir svært lite berørt av kriteriene for felles overlapp i behandlingssannsynligheter. Andelen med felles overlapp for massene av arbeidsledige ikke-deltakere varierer betydelig med antall personer i tiltaksgruppen, som massen 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 70 prosent av startede tiltak i fjerde kvartal 2003 var opplæringstiltak. Andelen med felles overlapp er høyest i massen av arbeidsledige ikke-deltakere som matches mot personer som startet på opplæringstiltak, mellom 82-98 prosent. I enkelte delgrupper der det er få på lønnstilskudd er andelen med felles propensity score overlapp svært lav i tilhørende masse av arbeidsledige ikke-deltakere, helt nede 18 prosent på det laveste. I flere undergrupper med deltakere på lønnstilskudd og på arbeidspraksis av

moderat størrelse er 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 2003¹, etter status i Arenaregisteret 4. kvartal 2003 og strata. Antall personer og prosentandel med felles overlapp i beregnede behandlingssannsynligheter

Strata	Startet på lønnstilskudd 4. kvartal 2003		Helt ledige ved utgangen av oktober og november 2003, som ikke startet på tiltak i desember	
	Antall personer	Prosentandel med felles overlapp	Antall personer	Prosentandel med felles overlapp
Alle strata	506	95	36 158	68
Ung mann, med dagpenger	41	90	2 809	76
Ung mann, uten dagpenger	35	97	970	42
Ung kvinne, med dagpenger	15	67	1 140	18
Ung kvinne, uten dagpenger	12	100	819	18
Voksen mann, med dagpenger	194	99	14 227	76
Voksen mann, uten dagpenger	79	87	2 932	79
Voksen kvinne, med dagpenger	92	97	9 924	63
Voksen kvinne, uten dagpenger	38	100	3 337	64

¹Med 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 2003¹, etter status i Arenaregisteret 4. kvartal 2003 og strata. Antall personer og prosentandel med felles overlapp i beregnede behandlingssannsynligheter

Strata	Startet på arbeidspraksis 4. kvartal 2003		Helt ledige ved utgangen av oktober og november 2003, som ikke startet på tiltak i desember	
	Antall personer	Prosentandel med felles overlapp	Antall personer	Prosentandel med felles overlapp
Alle strata	1 137	98	36 158	80
Ung mann, med dagpenger	70	96	2 809	74
Ung mann, uten dagpenger	230	97	970	79
Ung kvinne, med dagpenger	23	100	1 140	28
Ung kvinne, uten dagpenger	240	96	819	74
Voksen mann, med dagpenger	133	100	14 227	84
Voksen mann, uten dagpenger	107	99	2 932	81
Voksen kvinne, med dagpenger	122	98	9 924	79
Voksen kvinne, uten dagpenger	212	99	3 337	88

¹Med 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 2003¹, etter status i Arenaregisteret 4. kvartal 2003 og strata. Antall personer og prosentandel med felles overlapp i beregnede behandlingssannsynligheter

Strata	Startet på opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) 4. kvartal 2003		Helt ledige ved utgangen av oktober og november 2003, som ikke startet på tiltak i desember	
	Antall personer	Prosentandel med felles overlapp	Antall personer	Prosentandel med felles overlapp
Alle strata	4 513	99	36 158	95
Ung mann, med dagpenger	289	98	2 809	90
Ung mann, uten dagpenger	238	100	970	82
Ung kvinne, med dagpenger	113	99	1 140	85
Ung kvinne, uten dagpenger	162	99	819	86
Voksen mann, med dagpenger	1 560	100	14 227	98
Voksen mann, uten dagpenger	487	95	2 932	95
Voksen kvinne, med dagpenger	1 133	100	9 924	98
Voksen kvinne, uten dagpenger	531	97	3 337	92

¹Med 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 på *gjennomsnittlige predikerte behandlingssannsynligheter* for deltakere og matchede ikke-deltakere i ulike strata i tabell 6.4.

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 i med *gjennomsnittsverdier for forklaringsvariablene* for tiltaksdeltakere og matchede ikke-deltakere i ulike strata. I tillegg har vi tatt med noen tabeller for opplæringstiltak som viser hvor stor andel av personene i en tiltaksgruppe og tilhørende matchede sammenligningsgruppe som kommer fra ulike fylker.

Generelt er de gjennomsnittlige predikerte behandlingssannsynlighetene (propensity scorene) for deltakerne og deres matchede sammenligningsgruppe svært like for de fleste undergruppene, ifølge tabell 6.4. Naturlig nok er det litt større forskjell i propensity scorene som ikke benyttes i matchingen. Matchingen av gruppen som

begynte på opplæringstiltak og dens sammenligningsgruppe har gått spesielt bra. Differansen i propensity scorene som benyttes i matchingen mellom gruppen som begynte på opplæringstiltak og dens sammenligningsgruppe er i gjennomsnitt 0,4 prosent.

Differansen i propensity scorene som benyttes i matchingen for gruppen som begynte på lønnstilskudd og arbeidspraksis er litt høyere, ifølge tabell 6.4. 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 tyde på at tiltak- og sammenligningsgruppene for lønnstilskudd og arbeidspraksis er mer ulike enn de på opplæringstiltak. Med ulik mener vi da ulike verdier på forklaringsvariablene vi har med. Tabellene over gjennomsnittlige verdier på forklaringsvariablene for tiltaksdeltakerne og sammenligningsgruppene i vedlegg B.2 tyder også på det. Tabellene B.1 til B.6 viser generelt relativt like gjennomsnittsverdier på forklaringsvariablene for tiltaksdeltakerne og sammenligningsgruppene for de fleste tiltakene og undergruppene.

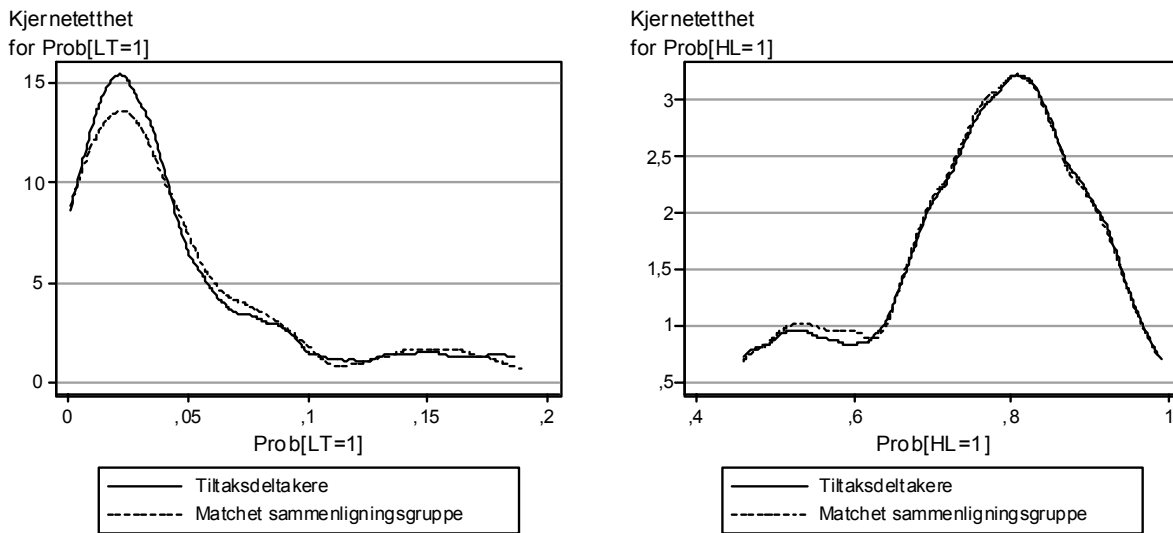
Tabell 6.4. Personer 16 til 54 år registrert helt ledig september 2003¹ som påbegynte ordinære tiltak i 4. kvartal 2003 og matchede utvalg av arbeidsledige ikke-deltakere, etter strata. Gjennomsnittlig predikerte behandlingssannsynligheter 4. kv. 2003

Tiltak/ behandling 4. kv. 2003	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 ikke å starte på tiltak 4. kvartal 2003	
		Deltakere 4. kv. 2003	Matchede sammen- lignings- grupper av ikke- deltakere	Deltakere 4. kv. 2003	Matchede sammen- lignings- grupper av ikke- deltakere	Deltakere 4. kv. 2003	Matchede sammen- lignings- grupper av ikke- deltakere	Deltakere 4. kv. 2003	Matchede sammen- lignings- grupper av ikke- deltakere
Lønns- tilskudd sammenlignet med matchede ikke-deltakere	Ung mann, med dagpenger	0,046	0,046	0,044	0,043	0,151	0,151	0,760	0,760
	Ung mann, uten dagpenger	0,090	0,087	0,186	0,208	0,199	0,163	0,525	0,543
	Ung kvinne, med dagpenger	0,085	0,085	0,012	0,010	0,108	0,103	0,795	0,802
	Ung kvinne, uten dagpenger	0,113	0,094	0,199	0,203	0,202	0,213	0,487	0,490
	Voksen mann, med dagpenger	0,029	0,029	0,015	0,013	0,152	0,153	0,805	0,805
	Voksen mann, uten dagpenger	0,064	0,064	0,041	0,044	0,177	0,176	0,718	0,716
Arbeids- praksis sammenlignet med matchede ikke-deltakere	Voksen kvinne, med dagpenger	0,038	0,037	0,018	0,018	0,160	0,161	0,785	0,784
	Voksen kvinne, uten dagpenger	0,054	0,048	0,082	0,064	0,204	0,192	0,660	0,696
	Ung mann, med dagpenger	0,022	0,022	0,073	0,072	0,136	0,135	0,770	0,771
	Ung mann, uten dagpenger	0,027	0,030	0,326	0,324	0,176	0,169	0,472	0,477
	Ung kvinne, med dagpenger	0,003	0,001	0,101	0,102	0,136	0,134	0,760	0,763
	Ung kvinne, uten dagpenger	0,009	0,009	0,442	0,440	0,143	0,142	0,406	0,409
Opplærings- tiltak (unntatt jobbklubb) sammenlignet med matchede ikke-deltakere	Voksen mann, med dagpenger	0,022	0,022	0,029	0,027	0,165	0,165	0,784	0,786
	Voksen mann, uten dagpenger	0,033	0,030	0,090	0,088	0,207	0,207	0,671	0,675
	Voksen kvinne, med dagpenger	0,014	0,014	0,039	0,039	0,173	0,172	0,774	0,775
	Voksen kvinne, uten dagpenger	0,014	0,015	0,135	0,133	0,213	0,209	0,638	0,643
	Ung mann, med dagpenger	0,022	0,023	0,033	0,031	0,1703	0,1703	0,7750	0,7757
	Ung mann, uten dagpenger	0,028	0,030	0,172	0,167	0,2460	0,2449	0,5543	0,5576
Matchede ikke-deltakere	Ung kvinne, med dagpenger	0,011	0,008	0,028	0,029	0,1538	0,1530	0,8080	0,8102
	Ung kvinne, uten dagpenger	0,011	0,022	0,211	0,196	0,2333	0,2310	0,5451	0,5510
	Voksen mann, med dagpenger	0,019	0,019	0,014	0,014	0,1587	0,1582	0,8081	0,8087
	Voksen mann, uten dagpenger	0,026	0,028	0,041	0,040	0,2196	0,2193	0,7132	0,7137
	Voksen kvinne, med dagpenger	0,013	0,014	0,018	0,017	0,1826	0,1822	0,7866	0,7869
	Voksen kvinne, uten dagpenger	0,014	0,014	0,080	0,080	0,2274	0,2264	0,6787	0,6799

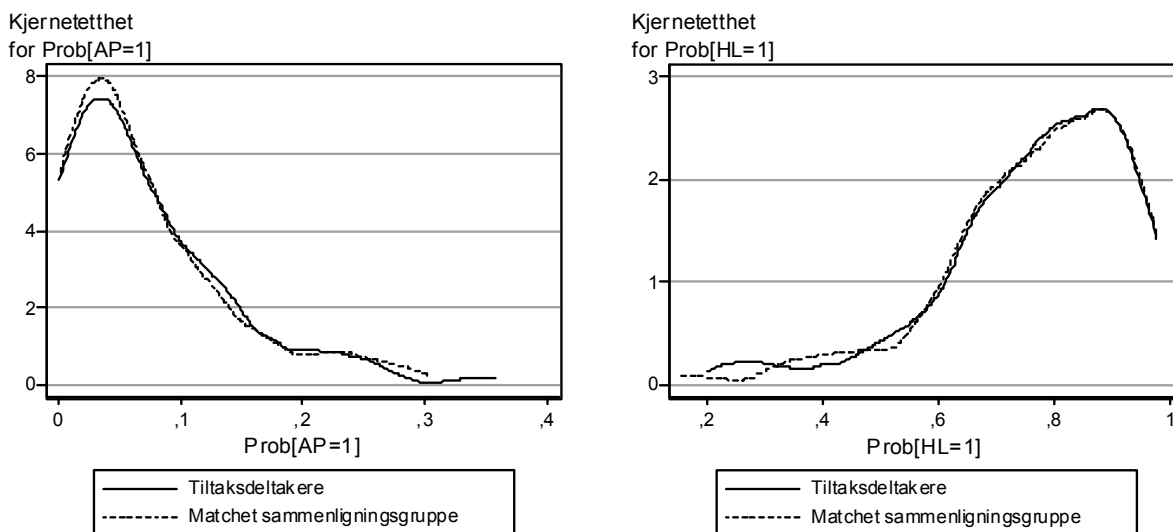
¹ Med minst 15 dager i statuskoden i september i Arenaregisteret, og som ikke har vært på utføringstiltak siste 5 år.

Figur 6.1. 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. Menn under 25 år med dagpenger

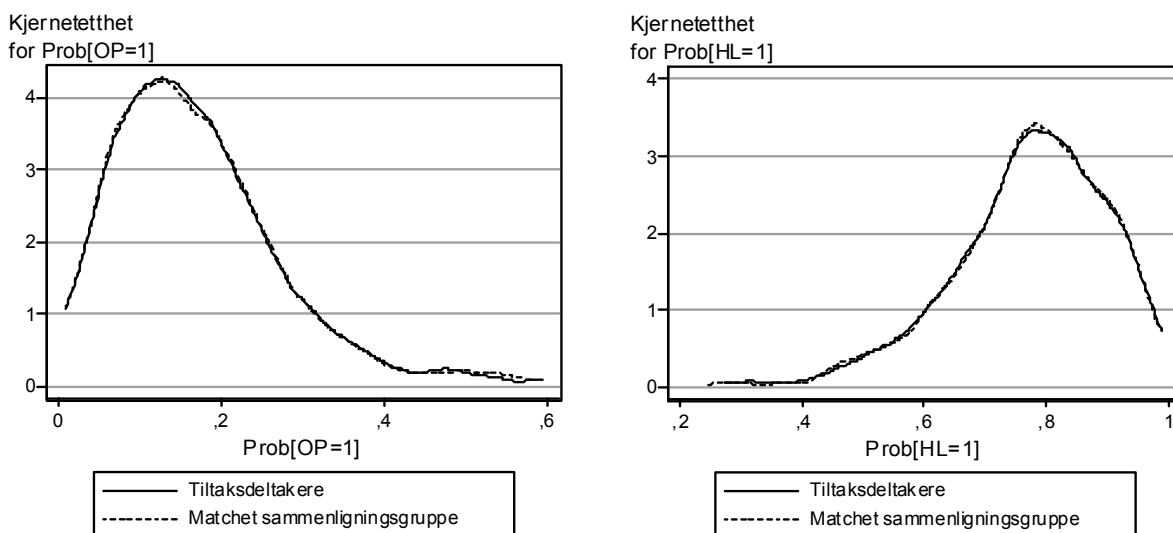
Påbegynt lønnskudd (LT) i 4. kv. '03 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet



Påbegynt Arbeidspraxis (AP) i 4. kv. '03 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet



Påbegynt Opplæringstiltak (OP) i 4. kv. '03 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet



Her fokuserer vi kun på gjennomsnittlig lengde av siste ledighetsperiode fram til og med september 2003 for deltakerne på opplæringstiltak og tilhørende matchede sammenligningsgruppe, jamfør tabell B.5 og tabell B.6. Denne variabelen er sannsynligvis spesielt viktig både for seleksjon til tiltak og ikke minst framtidig suksess på arbeidsmarkedet. I gjennomsnitt hadde den matchede sammenligningsgruppen til unge menn med dagpenger som påbegynte opplæringstiltak 1,7 måneder kortere varighet av siste ledighetsperiode. Alt annet likt, kan en derfor forvente at personene i sammenligningsgruppa har større sjanse for overgang til arbeid, i den grad kortere varighet på siste ledighetsperiode gir større overgang til arbeid. Slik sett kan litt unøyaktig matching for denne gruppen føre til at vi undervurderer tiltakseffekten av opplæringstiltak. Den matchede sammenligningsgruppen til unge kvinner uten dagpenger som påbegynte opplæringstiltak hadde i gjennomsnitt 0,2 måneder lenger varighet av siste ledighetsperiode. På tilsvarende måte kan unøyaktig matching føre til at vi overvurderer litt opplæringstiltakenes effekt for denne gruppen.

Kvaliteten på matchingen belyses også ved å se på fordelingene av predikerte behandlingssannsynligheter (propensity score) for den analyserte tiltaksgruppen og den matchede sammenligningsgruppen. Her fokuserer vi undergruppen unge menn, med dagpenger.

Vedlegg C.1 inneholder de resterende figurene over propensity score fordelingene. Alle figurene inneholder to linjer. Den heltrukkene 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. Suksessfull matching kjennetegnes i figurene ved at den heltrukkene 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 figuren. For mange av undergruppene kan vi knapt se at det er to linjer i figuren. For lønnstilskudd og arbeidspraksis følger ikke den heltrukkene og den stiplede linjen hverandre like godt, jamfør 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.

Figurene til venstre illustrerer fordelingene av de predikerte sannsynlighetene for å begynne på det tiltaket som analyseres, mens figurene til høyre illustrerer fordelingene av de predikerte sannsynlighetene for ikke å delta på tiltak i fjerde kvartal. Begge de predikerte behandlingssannsynlighetene benyttes i matchingen.

Heckman, Lalonde og Smith(1999) stresset i sitt bokbidrag viktigheten av at personene på tiltak matches med ikke-deltakere fra samme lokale arbeidsmarked. Et annet 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: 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.

I modelleringen av personenes tiltakssannsynligheter i vår stratifiserte analyse, lot det seg ikke forsvarlig gjennomføre å bruke binærvariable for fylke. Modell-estimatene 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 to tabeller for opplæringstiltak som viser hvor stor andel av personene i en tiltaksgruppe og tilhørende matchede sammenligningsgruppe som kommer fra ulike fylker. Tabellene B.7 og B.8 viser at prosentfordelingen på fylke stemmer relativt godt for tiltaksgruppene og de tilhørende matchede sammenligningsgruppene i de ulike undergruppene.

7. Tiltakseffekter

Tiltakseffektene er estimert separat for kombinasjoner av kjønn, alder over/under 24 år og med/uten dagpengerrettigheter for hver av de tre tiltaksgruppene. Alle effektene er gjennomsnittlige tiltakseffekter for de som påbegynte tiltak i fjerde kvartal 2003 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 7.3 ser vi på effektene av hhv. lønnskudd, arbeidspraksis og opplæringstiltak separat. I avsnitt 7.4 ser vi på effekten av de tre tiltakene samlet. Da er de tre tiltaksgruppene slått sammen og tilsvarende for tilhørende matchede arbeidsledige ikke-deltakere, for de åtte undergruppene eller for grovere grupper. I avsnitt 7.5 diskuterer vi resultatene og sammenligner dem med andre studier. Separate estimerte gjennomsnittlige jobbsannsynligheter for deltakerne og for de matchede ikke-deltakerne, samt standardavvik er rapportert i vedlegg C.

7.1. Effekten av lønnskudd

Estimert andel arbeidstakere november 2004 med påkoblet kontantlønn var 22 prosentpoeng høyere for de som begynte på lønnskudd i løpet av 4. kvartal 2003 enn dersom de ikke hadde deltatt. Effektestimatet er signifikant.

Sett i forhold til om de ikke hadde deltatt, var arbeidstakerprosentene høyere for de som faktisk begynte på lønnskudd 4. kvartal 2003 innenfor alle undergruppene, og signifikant for de fleste undergruppene.

Den estimerte effekten av lønnskudd for de som deltok var større for voksne(25-54 år) enn for unge, og større for kvinner enn for menn, og større for de uten dagpengerrettigheter enn for de med.

For de åtte homogene undergruppene som er estimert separat, finner vi signifikant positiv gjennomsnittseffekt av lønnskudd for de som deltok for fem av gruppene. De undergruppene er unge menn uten

dagpenger, voksne menn med og uten dagpenger og voksne kvinner med og uten dagpenger.

7.2. Effekten av arbeidspraksis

Estimert effekt av arbeidspraksis var 6 prosentpoeng høyere arbeidstakerprosent november 2004 for de som faktisk begynte på tiltaket i løpet av 4. kvartal 2003, 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 kvinner, med 10 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 voksne (25-54 år) og for undergruppen med personer uten dagpengerrettigheter. Effektene for disse gruppene var hhv. 9 og 8 prosentpoeng.

Tabell 7.1. Personer som begynte på ordinære tiltak 4. kvartal 2003. Effekten av tiltakene på gjennomsnittlig estimert jobbsannsynlighet november 2004 for de som faktisk deltok sett i forhold til om de ikke hadde deltatt, etter tiltakstype, kjønn alder og dagpengerrettigheter

Gruppe	Lønnskudd	Arbeidspraksis	Opp- lærings- tiltak	Tiltakene samlet
Totalt	0,22	0,06	0,00	0,03
Ung (16-24 år)	0,20	0,04	0,01	0,03
Voksne (25-54 år)	0,23	0,09	-0,01	0,02
Menn	0,20	0,07	-0,02	0,02
Kvinner	0,31	0,10	0,01	0,05
Med dagpenger	0,18	0,02	-0,01	0,01
Uten dagpenger	0,31	0,08	0,02	0,06
Ung mann, med dagpenger	0,08	-0,08	-0,03	-0,03
Ung mann, uten dagpenger	0,36	0,11	0,02	0,08
Ung kvinne, med dagpenger	0,20	0,22	0,01	0,06
Ung kvinne, uten dagpenger	0,08	-0,01	0,08	0,03
Voksen mann, med dagpenger	0,16	0,05	-0,03	-0,01
Voksen mann, uten dagpenger	0,29	0,11	0,02	0,06
Voksen kvinne, med dagpenger	0,27	-0,01	0,01	0,03
Voksen kvinne, uten dagpenger	0,38	0,15	0,02	0,07

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.

Estimert gjennomsnittseffekt av arbeidspraksis var ikke signifikant forskjellig fra null¹⁹ for de unge som deltok og for de med dagpenger september 2003 som deltok, sett i forhold til ikke-deltakelse.

Vi finner signifikant positiv gjennomsnittseffekt av arbeidspraksis for unge menn uten dagpenger, som i gjennomsnitt hadde 11 prosentpoeng høyere arbeidstakerprosent, og for voksne kvinner uten dagpenger, som i gjennomsnitt hadde 15 prosentpoeng høyere arbeidstakerprosent. Med 10 % signifikansnivå, har imidlertid også voksne menn uten dagpenger signifikant positiv gjennomsnittseffekt av arbeidspraksis. For de andre undergruppene fant vi ingen signifikant effekt forskjellig fra null.

7.3. Effekten av opplæringstiltak, unntatt jobbklubb

Estimert andel arbeidstakere november 2004 med påkoblet kontantlønn for de som begynte opplærings-tiltak (unntatt jobbklubb) 4. kvartal 2003 var ikke signifikant forskjellig fra om de ikke hadde deltatt, verken totalt sett eller for noen av undergruppene.

Med 10 % signifikansnivå, kan det i imidlertid se ut som at de voksne mennene med dagpenger som begynte på opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) 4. kvartal 2003 i gjennomsnitt hadde en lavere andel arbeidstakere november 2004 med påkoblet kontantlønn enn om de i stedet ikke hadde deltatt.

7.4. Samlet effekt av de tre typene tiltak

Estimert effekt av de tre typene tiltak for deltakerne som faktisk begynte i løpet av fjerde kvartal 2003 var 3 prosentpoeng høyere andel arbeidstakere november 2004 med påkoblet kontantlønn, sett i forhold til om de ikke hadde deltatt.

Den estimerte effekten av tiltakene for de som begynte på ett av de tre tiltaksgruppene var også signifikant positiv for undergruppen voksne (25-54 år), for kvinner og for undergruppen med personer uten dagpengerrettigheter. Effektene for disse tre gruppene var hhv. 2, 5 og 6 prosentpoeng.

For to av de åtte undergruppene var andelen arbeidstakere november 2004 med påkoblet kontantlønn signifikant høyere for deltakerne som faktisk begynte på et av de tre typene tiltak i løpet av fjerde kvartal 2003 sett i forhold til om de ikke hadde deltatt. De undergruppene er unge menn uten dagpengerrettigheter og voksne menn uten dagpengerrettigheter.

7.5. Sammenligning med andre studier og diskusjon

En oppsummeringsartikkel om hva nyere forskning har lært oss vedrørende effekter av arbeidsmarkedstiltak er gitt i Raaum, Røed og Torp (2002). De 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.

Resultatene fra analysene i denne rapporten tegner et litt mer negativt bilde. Vi finner ikke at de som begynte på opplæringstiltak fjerde kvartal 2003 har signifikant høyere andel arbeidstakere november 2004 med påkoblet kontantlønn enn dersom de ikke hadde deltatt.

Enkelte paralleller til konklusjonene i Raaum, Røed og Torp (2002) er det imidlertid. Vi finner også at lønns-tilskudd og arbeidspraksis fungerer dårligere for ungdom enn for voksne.

En mulig årsak til at vi ikke finner signifikant positive effekter av opplæringstiltak i denne analysen kan være at innlåsnings effekter gjør seg gjeldende for denne type tiltak. Innlåsnings effekter vil kunne være at tiltaket virker hemmende på deltakernes søkeaktivitet mens tiltaket pågår. Svekket søkeaktivitet kan komme av at deltakerne har mindre tid til jobbsøking i perioden et kurs/tiltak pågår og at jobbsøkere da evt. er mer kresne. Dessuten vil mange deltakere ha et ønske om å fullføre kurset de har startet på, og først etter at kurset er ferdig søke jobb for fullt. Lav søkeaktivitet en periode, sett i forhold til full søkeaktivitet, vil derfor kunne føre til reduserte sjanser for å komme i arbeid. Når effektene evalueres etter ett år, kan eventuelle innlåsnings effekter ha betydning. Ved effektevaluering etter for eksempel to år vil eventuelle innlåsnings effekter spille mindre rolle.

Opplæringstiltak kan også tenkes å motivere, kanskje særlig ungdom, til videre utdanning, som i denne analysen ikke blir definert som suksess. Videre utdanning er ifølge Aetat også et delmål for opplærings-tiltak, ved siden av det å komme i arbeid. Hvis deltakelse på opplæringstiltak fører til økt søking over til ordinær utdanning (på bekostning av jobbsøking) sett i forhold til personene i sammenligningsgruppen av ikke deltakere, vil dette trekke i retning av lavere effekt på kort sikt av opplæringstiltak, slik det blir målt i denne analysen. Om opplæringstiltak fører til økt overgang til videre ordinær utdanning ett år senere, kan det igjen føre til økte jobbsjanser på lengre sikt²⁰ når utdanningen er ferdig. Arbeidsgiveres udekkede behov for kvalifisert arbeidskraft er ifølge Aetat utgangspunktet for planleggingen av kurs.

Statistisk sentralbyrås tidligere evalueringer av arbeidsmarkedstiltak gjaldt tiltak i siste halvdel av 90-tallet, da utviklingen på arbeidsmarkedet var god. Fra 1993 og utover på 90-tallet økte ifølge AKU sysselsettingen,

¹⁹ Heller ikke på 10 % signifikansnivå.

²⁰ SSB har planlagt å følge opp denne analysen ved å se på effektene av tiltakene på jobbsjansene etter to år.

mens arbeidsledigheten falt. Dette kan være med på å forklare de mer positive effektene enn i denne analysen, i og med at tiltak ser ut til å fungere best i tider med høy relativt høy etterspørsel etter arbeidskraft, jamfør Raaum, Røed og Torp (2002).

Fordelingen på de ulike tiltakene som er analysert har også endret seg noe siden de tidligere effektanalysene i Statistisk sentralbyrå. 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 høyere og andelen på lønnstilskudd (høyest effekt) lavere, jamfør tabell 5.2. I de tidligere effektanalysene til Statistisk sentralbyrå sammenlignet vi dessuten jobbsannsynligheter for referansepersoner²¹ som hadde vært på tiltak med referansepersoner som ikke hadde vært på tiltak. Referanseperson er ikke nødvendigvis helt representativ for gjennomsnittet av de som deltok på tiltak da, eller senere.

I Hardoy (2003) analyseres tiltakseffekten for ungdom tidlig på 90-tallet, en periode med økende arbeidsledighet i Norge, ved hjelp av nærmeste nabo propensity score matching basert på norske registerdata. Både arbeid og utdanning regnes som suksess. Hun konkluderer med at opplæringstiltak ikke har noen betydelig effekt på sysselsettingen to år etter at tiltakene startet. I en annen analyse av arbeidsmarkedstiltak tidlig på 90-tallet for ungdom fant Hardoy (2000) også beskjedne effekter av AMO-kurs på sjansen for å komme i jobb eller i utdanning i resultatperioden.

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. Effektene (for de som deltok) presentert i denne rapporten av opplæringstiltak kan tyde på at tiltakene fungerer litt bedre for kvinner enn menn, men forskjellene er ikke signifikant forskjellig, eller signifikant forskjellig fra null.

Svensk empiri fra 1980 og 90-tallet er gjennomgått i Calmfors et. al (2002). 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 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 data-materiale, slik at kontrollert for de forklaringsvariablene, er evt. gjenværende uobserverte individkjennetegn 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.

7.6. Sensitive resultater ovenfor samlingen av massen som ikke-deltakerne trekkes fra

Vi har også analysert effekter ved to alternative avgrensinger av massen av ikke-deltakere, jamfør kapittel 4.5.

Beregnete tiltakseffekter er sensitive overfor samlingen av massen av ikke-deltakere som deltakerne matches mot. Jo lenger vi betinger at massen av ikke-deltakere skal være helt ledig i fjerde kvartal desto sterkere blir beregnet effekt, jamfør tabell 7.2. Ut i fra fordelingen av når tiltakene starter gjennom kvartalet, mener vi avgrensningen av massen av ikke-deltakere i kapittel 4.3 er mest naturlig. Resultatene bør imidlertid 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.

Tabell 7.2. Personer som begynte på opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) 4. kvartal 2003. Beregnede effekter på gjennomsnittlig estimert jobbsannsynlighet november 2004 av opplæringstiltak for de som deltok sett i forhold til om de ikke deltok, etter måten massen av ikke-deltakere er avgrenset, kjønn, alder og dagpengerettigheter

Gruppe	Avgrensning av massen som ikke-deltakerne trekkes fra:		
	Reg. helt ledig i sept., og ikke på tiltak i 4. kv.	Reg. helt ledig i sept., og nov., og ikke på tiltak i des.	Reg. helt ledig i hele 4. kv.
Totalt	-0,04	0,00	0,03
Ung (16-24 år)	-0,05	0,01	0,04
Voksne (25-54 år)	-0,04	-0,01	0,03
Menn	-0,04	-0,02	0,01
Kvinner	-0,04	0,01	0,05
Med dagpenger	-0,05	-0,01	0,02
Uten dagpenger	-0,03	0,02	0,05

Note: Estimerer statistisk signifikant forskjellig fra null på 5 prosent nivå (ved tosidig test) er uthevert.

²¹ 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.

Referanser

- Abadie, A. og Imbens, G. W. (2005): On the Failure of the Bootstrap for Matching Estimators. Working paper: <http://ksghome.harvard.edu/~aabadie/research.html>
- Bråthen, M., Hamre, J. I. og Pedersen, T. (2005): Evaluering av ordinære arbeidsmarkedstiltak. Beskrivende analyse av deltakerne i 2002 og forslag til ny evalueringsmetode. 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., Forsslund, A. og Hemström, M. (2002), Does active labour market policy work? Lessons from the Swedish experiences. Working paper 2002:4. Uppsala, IFAU.
- 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.
- 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.
- Heckman, J., Ichimura, H. og Todd, P. (1998): Matching as an Econometric Evaluation Estimator, Review of Economic Studies 65:2 (1998), 261–294.
- Heckman, J. J., LaLonde, R. og J. Smith (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.
- Landfald, Ø. og Bråthen, M. (1998): Registerbasert evaluering av ordinære arbeidsmarkedstiltak 1996. Overgang til jobb og utdanning. Rapporter 98/20. Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Larsson, 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. Working paper 2001:14, IFAU, Uppsala.
- Raaum, O., Røed, K. og Torp, H. (2002a): Riktig satsing i arbeidsmarkedspolitikken ?, Norsk Økonomisk Tidsskrift nr. 2, 2002
- Raaum, O., Torp, H. og Zhang, T. (2002b): 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 utvelgelse 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.

A.1. Den multinomiske logit modellen

Individene i populasjonen vår får en av følgende "behandling" fjerde kvartal 2003: 1) begynne på lønnstilskudd, 2) begynne på arbeidspraksis, 3) begynne på arbeidskraftsopplæring 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 4 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 realiseres. Sannsynlighetene må tilfredstille $0 \leq P_j \leq 1$ og $\sum_j P_j = 1$. En enkel og mye brukt spesifisering, som tilfredstiller egenkapene over, er den multinomiske logitmodellen, formalisert i ligning (7) og (8). Vi har estimert²² modellen separat for 8 undergrupper. Notasjon for å skille ulike undergrupper er for enkelhets skyld ikke tatt med i ligning (7) og (8).

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

$$(8) \quad P(S = 0) = \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^3 e^{\beta_k' X_i}}$$

Her er X_i vektoren for individ i sine forklaringsvariable, og β_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 individ adferd, jamfør Lechner(2002).

²² 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 2003. 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
Konstantledd	$\ln(P[S=LT]/P[S=HL])$	-0,391	-3,140*	-1,588	-0,660	-2,805***	-3,404**	-4,447***	-1,696
Konstantledd	$\ln(P[S=AP]/P[S=HL])$	-2,808***	-0,478	-1,257	0,471	-1,090	-1,106	-3,391***	-3,445***
Konstantledd	$\ln(P[S=OP]/P[S=HL])$	-0,128	1,364*	-3,100***	0,506	0,186	0,682	-0,610*	-0,539
alder 16-19 år	$\ln(P[S=LT]/P[S=HL])$	-0,655	-0,058	-0,021	-2,082				
alder 16-19 år	$\ln(P[S=AP]/P[S=HL])$	0,265	0,504**	0,066	0,119				
alder 16-19 år	$\ln(P[S=OP]/P[S=HL])$	-0,395	-0,330	-0,769	-0,717**				
alder 25-30 år	$\ln(P[S=LT]/P[S=HL])$					0,155	0,826	1,761***	2,164*
alder 25-30 år	$\ln(P[S=AP]/P[S=HL])$					-0,173	0,393	0,423	0,732**
alder 25-30 år	$\ln(P[S=OP]/P[S=HL])$					-0,021	0,396*	-0,145	-0,001
alder 31-35 år	$\ln(P[S=LT]/P[S=HL])$					0,008	0,316	1,436***	1,769
alder 31-35 år	$\ln(P[S=AP]/P[S=HL])$					0,024	-0,693	-0,183	0,504*
alder 31-35 år	$\ln(P[S=OP]/P[S=HL])$					-0,164	0,242	-0,150	0,078
alder 36-40 år	$\ln(P[S=LT]/P[S=HL])$					0,000	-0,479	1,010**	1,600
alder 36-40 år	$\ln(P[S=AP]/P[S=HL])$					0,043	-0,627	0,381	0,201
alder 36-40 år	$\ln(P[S=OP]/P[S=HL])$					-0,092	0,338*	0,035	-0,252
alder 46-50 år	$\ln(P[S=LT]/P[S=HL])$					-0,031	-0,745	0,431	1,025
alder 46-50 år	$\ln(P[S=AP]/P[S=HL])$					-0,089	-0,410	-0,246	-0,570
alder 46-50 år	$\ln(P[S=OP]/P[S=HL])$					0,015	-0,223	-0,016	-0,204
alder 51-54 år	$\ln(P[S=LT]/P[S=HL])$					0,344	-0,484	0,353	1,723
alder 51-54 år	$\ln(P[S=AP]/P[S=HL])$					0,140	-1,468*	-1,229	0,659
alder 51-54 år	$\ln(P[S=OP]/P[S=HL])$					-0,178	0,203	-0,124	-0,100
gift	$\ln(P[S=LT]/P[S=HL])$	1,130	-0,496	-9,398	0,747	0,383**	-0,165	0,044	-0,160
gift	$\ln(P[S=AP]/P[S=HL])$	-7,894	1,053*	0,328	-0,203	0,057	0,249	-0,261	0,405**
gift	$\ln(P[S=OP]/P[S=HL])$	0,299	0,476	-0,073	-0,282	0,022	0,064	-0,076	0,212*
barn u. 3 år i fam.	$\ln(P[S=LT]/P[S=HL])$	-0,960	0,837	-0,507	-0,506	0,509***	0,854**	-0,506*	-0,506
barn u. 3 år i fam.	$\ln(P[S=AP]/P[S=HL])$	-0,645	0,128	-0,955	-1,063***	0,431*	0,345	-0,556**	-0,337*
barn u. 3 år i fam.	$\ln(P[S=OP]/P[S=HL])$	-0,077	0,259	-0,423	-0,268	0,014	0,018	-0,292***	-0,094
barn 3-17 år i fam.	$\ln(P[S=LT]/P[S=HL])$	-0,522	-0,458	-2,344	-0,318	0,323*	-0,126	-0,012	-0,179
barn 3-17 år i fam.	$\ln(P[S=AP]/P[S=HL])$	0,105	0,236	0,557	0,456**	0,154	-0,748**	0,051	0,386**
barn 3-17 år i fam.	$\ln(P[S=OP]/P[S=HL])$	-0,436***	-0,111	-0,172	-0,038	0,098	0,013	-0,018	0,336***
ikke- vestlig innvandr	$\ln(P[S=LT]/P[S=HL])$	-1,696*	-0,369	-1,164	-0,719	-0,200	0,479	-0,470	0,114
ikke- vestlig innvandr	$\ln(P[S=AP]/P[S=HL])$	-1,932**	0,168	-0,640	-0,091	0,017	0,768**	0,120	0,576**
ikke- vestlig innvandr	$\ln(P[S=OP]/P[S=HL])$	0,243	0,701***	-0,155	0,224	0,157	0,466***	0,278**	0,227
sentralitet 0	$\ln(P[S=LT]/P[S=HL])$	-0,024	-0,837	0,969	-1,117	0,416	1,026**	0,112	0,297
sentralitet 0	$\ln(P[S=AP]/P[S=HL])$	-0,082	0,641**	0,433	0,539*	0,642*	0,502	-0,293	0,755**
sentralitet 0	$\ln(P[S=OP]/P[S=HL])$	0,818***	0,305	-0,192	-0,607	0,503***	0,149	0,398***	0,357
sentralitet 1	$\ln(P[S=LT]/P[S=HL])$	0,033	-0,632	-7,691	0,483	-0,639	1,741***	-0,151	0,195
sentralitet 1	$\ln(P[S=AP]/P[S=HL])$	-0,729	0,037	0,865	0,181	0,321	0,951**	0,726**	0,238
sentralitet 1	$\ln(P[S=OP]/P[S=HL])$	0,253	-0,019	0,360	0,146	0,372***	-0,266	0,422***	0,346
sentralitet 2	$\ln(P[S=LT]/P[S=HL])$	-0,799	-1,063*	0,563	-9,753	-0,368	-0,189	-0,655	-0,894
sentralitet 2	$\ln(P[S=AP]/P[S=HL])$	-1,243***	0,062	-0,729	0,068	0,337	-0,019	-0,080	-0,552*
sentralitet 2	$\ln(P[S=OP]/P[S=HL])$	0,220	0,765***	0,240	0,172	0,164*	0,285	0,128	0,409**
Hedmark og Oppland	$\ln(P[S=LT]/P[S=HL])$	0,590	1,953	-6,570	-5,857	-0,104	-0,735	-0,291	-9,420
Hedmark og Oppland	$\ln(P[S=AP]/P[S=HL])$	0,699	0,709	-7,220	-0,422	-0,387	0,078	0,086	0,842*
Hedmark og Oppland	$\ln(P[S=OP]/P[S=HL])$	-0,858**	-0,641	0,160	-0,110	-0,769***	-0,760**	-1,097***	-0,586*
Sør-Østlandet	$\ln(P[S=LT]/P[S=HL])$	-0,501	1,532*	-2,446	-0,209	-0,289	0,184	-0,793	-0,563
Sør-Østlandet	$\ln(P[S=AP]/P[S=HL])$	1,138**	0,068	1,545	-0,107	-0,007	-1,185**	0,731*	0,199
Sør-Østlandet	$\ln(P[S=OP]/P[S=HL])$	-0,265	-1,073***	0,189	-0,464	-0,552***	-0,921***	-0,426***	-0,533**
Agder og Rogaland	$\ln(P[S=LT]/P[S=HL])$	-0,182	1,642	-1,195	-0,690	0,155	-0,380	-1,077	-2,198
Agder og Rogaland	$\ln(P[S=AP]/P[S=HL])$	0,899	0,273	0,038	-0,495	-0,635	-0,205	0,509	0,635
Agder og Rogaland	$\ln(P[S=OP]/P[S=HL])$	-0,292	-0,859*	0,843	-0,699	-0,502***	-1,014***	-0,261	-0,644**
Vestlandet	$\ln(P[S=LT]/P[S=HL])$	0,146	1,796*	0,094	0,311	0,538	0,095	-0,274	-0,875
Vestlandet	$\ln(P[S=AP]/P[S=HL])$	0,584	0,031	-0,068	-0,584	-0,492	-0,953*	0,538	0,517
Vestlandet	$\ln(P[S=OP]/P[S=HL])$	-0,722**	-0,644*	0,463	-1,157**	-0,687***	-0,374	-0,239	-0,179
Trøndelag	$\ln(P[S=LT]/P[S=HL])$	-0,581	1,965*	-0,072	-10,463	0,063	0,209	-0,025	-1,515
Trøndelag	$\ln(P[S=AP]/P[S=HL])$	0,332	-0,144	0,565	-0,294	0,093	-0,777	0,941*	0,978**
Trøndelag	$\ln(P[S=OP]/P[S=HL])$	-0,210	-1,234**	0,334	-0,477	-0,588***	-1,107***	-0,469**	-0,470
Nord-Norge	$\ln(P[S=LT]/P[S=HL])$	-1,058	1,784*	1,234	1,635	0,573	-0,019	1,019*	-0,284
Nord-Norge	$\ln(P[S=AP]/P[S=HL])$	0,097	-0,122	-0,690	-0,134	-1,027*	-0,372	-0,598	0,248
Nord-Norge	$\ln(P[S=OP]/P[S=HL])$	-0,524	-0,645	0,568	-0,088	-0,730***	-1,003***	-0,574***	-0,627*

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 er hhv. start på lønnskudd, arbeidspraksis og opplæringstiltak unntatt jobbklubb fjerde kvartal 2003, og HL er ikke på tiltak fjerde kvartal 2003.

Tabell A.1 (forts.) Tiltaksdeltakere og ikke-deltakere 4. kvartal 2003. 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
utd. nivå 0,1,2	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-0,104	0,486	-0,605	-0,444	0,172	-0,510	-0,625	-1,666
utd. nivå 0,1,2	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,230	0,591*	0,755	0,542*	-0,209	-0,963*	-0,524	-0,167
utd. nivå 0,1,2	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	0,403*	0,119	0,383	-0,453	-0,253**	-0,493**	-0,340**	-0,516**
utd. nivå 3	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-0,706	0,503	-0,109	-2,169*	0,225	0,164	0,171	-0,135
utd. nivå 3	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,169	0,375	0,645	0,275	0,347	-0,270	0,336	-0,251
utd. nivå 3	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	0,019	0,499**	0,184	-0,268	0,025	-0,214	0,023	0,056
utd. nivå 5	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					0,250	0,742	-1,156	-6,662
utd. nivå 5	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					0,368	0,287	-0,546	-0,509
utd. nivå 5	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					0,065	0,096	0,183	-0,249
utd. nivå 6	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					0,113	0,165	-0,154	0,080
utd. nivå 6	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					0,069	-0,066	-0,014	-0,146
utd. nivå 6	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					-0,004	-0,368*	0,199*	0,219
utd. nivå 6,7,8	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	1,637	0,290	-0,694	-1,155				
utd. nivå 6,7,8	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	1,036	-0,399		-6,508				
utd. nivå 6,7,8	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	0,794	-1,926*	-0,026	-0,734				
utd. nivå 7,8	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					-0,275	0,482	0,926*	0,814
utd. nivå 7,8	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					-0,236	0,217	0,800*	0,768*
utd. nivå 7,8	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					0,251*	-0,135	0,297	0,257
utd. nivå 9	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-0,993	2,417	-9,878	-4,211*	0,212	-0,524	0,223	0,138
utd. nivå 9	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,018	-0,556	3,788*	-0,837	0,402	-0,542	-0,381	0,403
utd. nivå 9	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-1,503***	-0,086	0,632	-0,972	-0,534***	-0,805***	-0,316	-0,279
i utd. 1/10-2002	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-0,610	-1,425***	1,001	-0,231	-0,459	-0,465	-0,351	-0,155
i utd. 1/10-2002	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,422	-0,056	-1,027	-0,329	0,060	-0,197	1,144***	-0,160
i utd. 1/10-2002	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,355*	-0,300	-0,447	-0,185	-0,358***	-0,415**	-0,409***	-0,274*
foreld. utd.nivå 3,4,5	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-0,696	0,085	-1,044	-0,032				
foreld. utd.nivå 3,4,5	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-0,597	-0,005	0,544	0,370				
foreld. utd.nivå 3,4,5	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,085	0,157	0,237	0,048				
foreld. utd.nivå 6,7,8	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-0,750	0,509	-0,069	0,030				
foreld. utd.nivå 6,7,8	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-0,271	-0,638*	0,656	-0,055				
foreld. utd.nivå 6,7,8	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,596**	0,171	0,367	-0,262				
yrkesbakgrunn 0	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-0,887	-1,245**	-0,233	-1,301	-0,817*	-0,446	-8,442	-0,968
yrkesbakgrunn 0	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-0,004	-0,360	0,122	-0,357	-0,589	-0,533	-1,029	-1,040***
yrkesbakgrunn 0	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,296	-0,479**	-0,840	-0,777***	-0,289*	-0,678***	-0,505**	-0,492***
yrkesbakgrunn 1	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-6,092	-5,584	-5,097	-5,042	-0,013	1,205**	0,892**	-8,280
yrkesbakgrunn 1	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	1,044	-6,359	-5,684	-6,980	0,104	0,302	-0,052	-0,817
yrkesbakgrunn 1	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,413	0,692	-8,454	0,725	-0,013	0,185	-0,114	-0,114
yrkesbakgrunn 2	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	0,420	-7,156	6,297***	-5,761	-0,244	-0,803	-0,243	0,048
yrkesbakgrunn 2	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,028	-0,591	-5,049	-5,951	-0,641	0,016	-0,489	-0,758*
yrkesbakgrunn 2	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	0,075	-0,282	0,895	-0,708	0,274**	-0,044	-0,147	0,244
yrkesbakgrunn 3	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-8,749	-0,569	-7,439	0,674	-0,234	0,206	0,773**	-0,761
yrkesbakgrunn 3	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-9,490	-0,264	0,849	1,270**	-0,009	-0,513	-0,459	-0,607*
yrkesbakgrunn 3	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,820	-0,754	0,686	0,152	0,142	-0,165	-0,283**	0,131
yrkesbakgrunn 4	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-0,639	-1,795	0,824	0,871	-0,015	-0,989	0,715**	-0,653
yrkesbakgrunn 4	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,237	-0,126	-0,405	0,205	-0,445	0,121	-0,096	-0,043
yrkesbakgrunn 4	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	0,431	-0,979**	-0,030	-0,011	0,275**	0,340	-0,026	0,583***
yrkesbakgrunn 6	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	2,112**	0,233	-5,291	-5,537	0,056	0,384	-6,398	-6,932
yrkesbakgrunn 6	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,898	0,443	-5,524	0,753	1,049*	0,169	-6,872	-0,155
yrkesbakgrunn 6	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	0,352	0,341	-8,311	0,543	0,024	0,466	-0,386	0,216
yrkesbakgrunn 7	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	0,778	0,420	0,156	-7,095	-0,082	0,351	-8,135	0,927
yrkesbakgrunn 7	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-0,107	-0,602*	1,127	0,884	-0,028	-0,199	0,252	-0,566
yrkesbakgrunn 7	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,120	-0,318	0,022	-0,723	0,310***	0,092	0,345*	0,337
yrkesbakgrunn 8	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	0,393	-1,705	-7,749	-10,304	-0,273	0,008	0,611	0,235
yrkesbakgrunn 8	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-0,435	-0,005	1,458*	-1,819	0,103	-1,116**	0,308	-0,922*
yrkesbakgrunn 8	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	0,316	-0,252	0,554	-0,352	0,369***	0,136	0,241	0,065
yrkesbakgrunn 9	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	0,501	-0,710	-8,648	0,162	0,107	-0,540	0,368	-1,434*
yrkesbakgrunn 9	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-0,131	0,011	1,265**	0,047	0,148	-0,446	-0,006	-0,301
yrkesbakgrunn 9	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	0,239	-0,485*	0,057	0,436*	0,388***	0,104	0,014	0,021

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. Utfallet LT, AP, OP er hhv. start på lønnsstilskudd, arbeidspraksis og opplæringstiltak unntatt jobbklubb fjerde kvartal 2003, og HL er ikke på tiltak fjerde kvartal 2003.

Tabell A.1 (forts.) Tiltaksdeltakere og ikke-deltakere 4. kvartal 2003. 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
Ant. år m. PGI>G tom.'02	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					-0,011	0,031	0,077***	0,033
Ant. år m. PGI>G tom.'02	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					-0,044**	0,013	-0,003	-0,030
Ant. år m. PGI>G tom.'02	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					0,001	-0,006	0,015**	-0,010
PGI i 2001 målt i G	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-0,133	0,030	-0,067	0,178	0,028	0,066	0,053	0,055
PGI i 2001 målt i G	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,124	-0,102	-0,285	-0,250	0,093**	0,105	-0,003	0,146
PGI i 2001 målt i G	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	0,062	0,002	0,107	-0,053	0,034**	-0,028	0,029	-0,061
PGI i 2002 målt i G	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	0,006	-0,448**	-0,564	-0,152	-0,078*	-0,175**	-0,111	-0,343*
PGI i 2002 målt i G	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-0,094	-0,626***	-0,287	-0,671***	-0,287***	-0,398***	-0,128*	-0,502***
PGI i 2002 målt i G	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,064	-0,284***	-0,094	-0,479***	-0,123***	-0,141***	-0,107***	-0,209***
permittert sept. '03	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					-0,780***	-0,487	-2,019**	1,415
permittert sept. '03	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					-1,444***	-8,345	-1,099	-7,447
permittert sept. '03	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					-0,498***	-0,654	-0,696***	-0,544
På attføringsstiltak i '91-'97	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					-0,391	0,656	0,643	-7,280
På attføringsstiltak i '91-'97	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					0,397	-0,300	-0,481	0,351
På attføringsstiltak i '91-'97	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					0,118	0,005	0,195	-0,078
siste led.per., ant. mnd.	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	0,202***	0,136*	0,222**	0,258	0,073***	-0,016	0,105***	0,019
siste led.per., ant. mnd.	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,232***	0,031	0,242***	0,208***	0,071***	-0,026	0,106***	0,000
siste led.per., ant. mnd.	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	0,197***	0,052**	0,191***	0,045	0,064***	-0,003	0,109***	0,017**
mnd. reg. br.ledig i '91-'97	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])					0,000	-0,006	-0,001	-0,001
mnd. reg. br.ledig i '91-'97	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])					-0,001	0,003	0,004	0,008
mnd. reg. br.ledig i '91-'97	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])					0,004**	-0,003	0,008***	0,006
mnd. reg. led. 2002-03	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-0,238***	-0,312***	-0,187**	-0,406**	-0,156***	-0,135***	-0,168***	-0,149***
mnd. reg. led. 2002-03	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-0,213***	-0,207***	-0,254***	-0,369***	-0,159***	-0,090***	-0,175***	-0,129***
mnd. reg. led. 2002-03	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,190***	-0,151***	-0,145***	-0,222***	-0,130***	-0,093***	-0,153***	-0,139***
mnd. reg. led. 1998-01	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-0,155***	-0,153**	-0,051	-0,712	-0,096***	-0,020	-0,108***	-0,042*
mnd. reg. led. 1998-01	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-0,145***	-0,065**	-0,131**	-0,174***	-0,086***	-0,016	-0,097***	-0,025***
mnd. reg. led. 1998-01	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,116***	-0,033*	-0,047**	-0,045*	-0,070***	-0,015***	-0,102***	-0,037***
mnd. på tiltak 2002-03	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-0,127	0,231**	-0,324	-0,584	0,026	0,135**	0,047	0,281***
mnd. på tiltak 2002-03	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,035	0,113**	-0,314	-0,042	0,074	0,141***	-0,026	0,098***
mnd. på tiltak 2002-03	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,121*	0,148***	-0,069	0,010	0,013	0,089***	-0,061**	0,125***
mnd. på tiltak 1998-01	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	0,086	0,078	-0,150	0,163	0,054**	0,056	0,078*	-0,101
mnd. på tiltak 1998-01	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,136**	0,084**	0,102	0,051	0,015	0,043	0,020	0,022
mnd. på tiltak 1998-01	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	0,017	0,113***	0,071	0,076*	0,042***	0,047***	0,042***	0,019
led.pct. e. utd. og landsdel	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	0,219*	-0,220	0,312	0,604**	-0,038	0,061	0,087	-0,015
led.pct. e. utd. og landsdel	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,147	0,054	-0,288	0,044	-0,041	0,121*	0,065	0,023
led.pct. e. utd. og landsdel	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	0,120**	0,001	-0,008	0,067	0,033	0,087**	0,007	0,047
led.pct. e. øk. region	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	0,051	0,481	0,423	-0,205	-0,052	0,182	0,430*	0,325
led.pct. e. øk. region	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-0,068	0,132	-0,192	-0,091	0,249	-0,070	-0,361*	0,059
led.pct. e. øk. region	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,046	-0,046	-0,223	-0,290	-0,030	0,143	-0,141**	0,096
Endr. i reg. led. pct. fra 2001-'02 e. fylke	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	-1,598	1,569	0,627	-0,420	0,448	0,184	-0,968	-2,357
Endr. i reg. led. pct. fra 2001-'02 e. fylke	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	-0,035	-0,196	-2,307	0,228	-0,885	-0,548	0,851	1,512**
Endr. i reg. led. pct. fra 2001-'02 e. fylke	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-1,150**	-1,940***	1,024	0,785	-0,620***	-1,194**	0,395	0,006
tiltaks pct. etter fylke	Ln(P[S=LT]/P[S=HL])	0,231**	-0,050	0,211	0,128	0,059	0,053	-0,090	-0,032
tiltaks pct. etter fylke	Ln(P[S=AP]/P[S=HL])	0,021	0,053	-0,019	-0,053	-0,041	0,045	-0,023	-0,078
tiltaks pct. etter fylke	Ln(P[S=OP]/P[S=HL])	-0,019	0,127***	-0,026	-0,025	0,012	0,030	-0,006	0,004

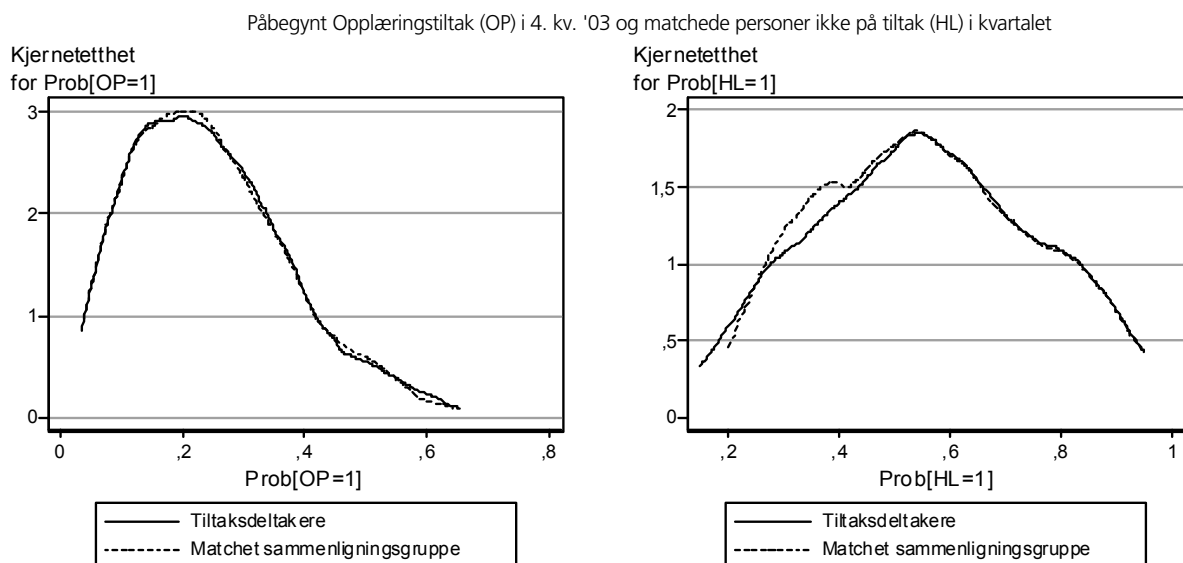
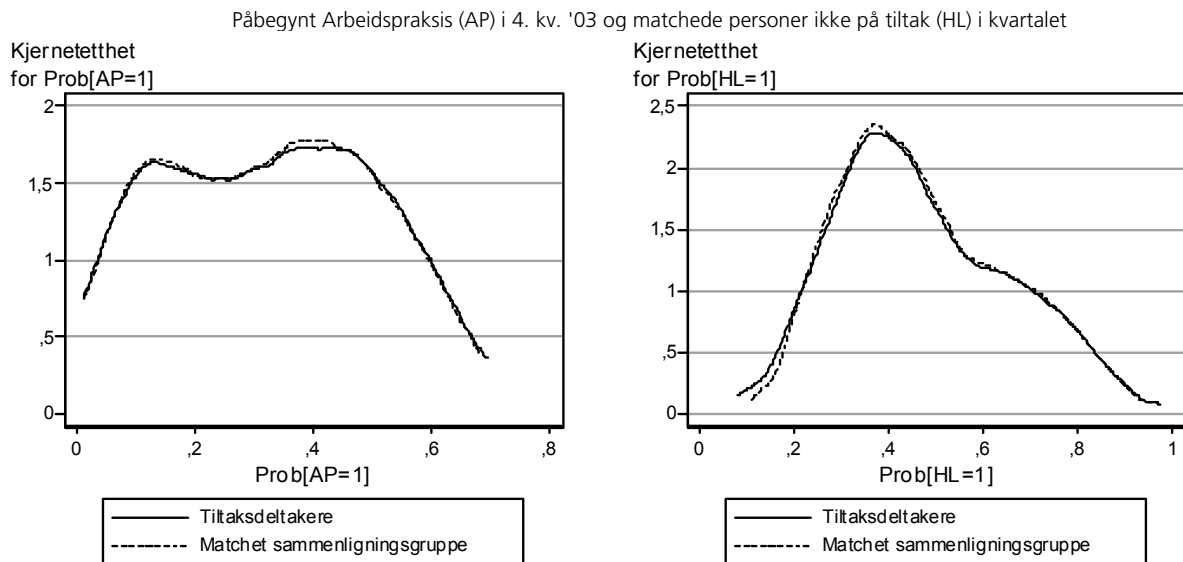
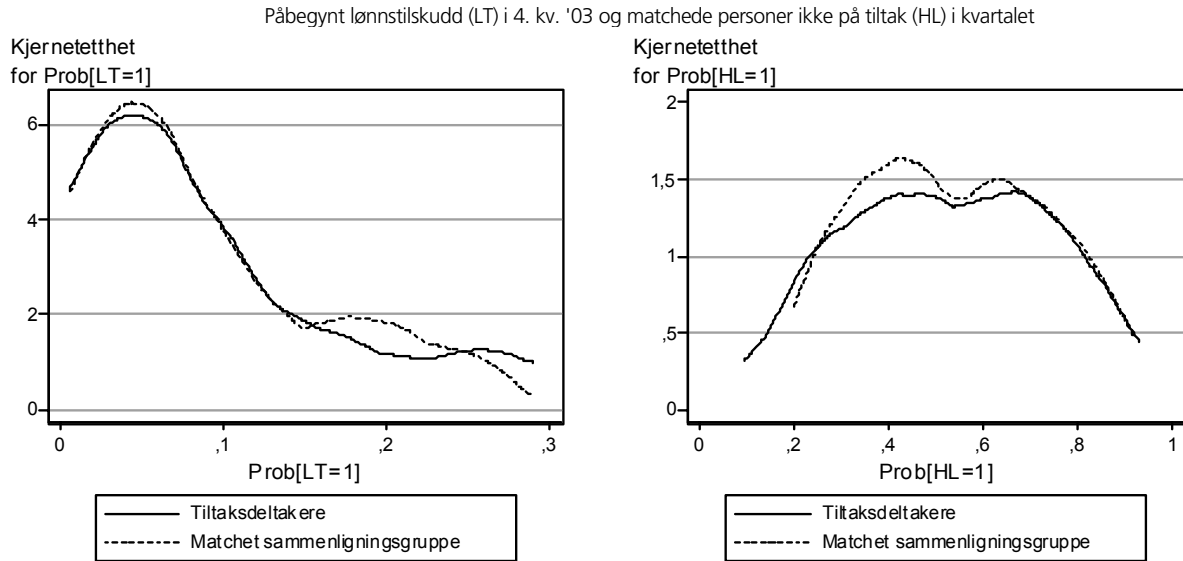
Note:

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 er hhv. start på lønnskudd, arbeidspraksis og opplæringstiltak unntatt jobbklubb fjerde kvartal 2003, og HL er ikke på tiltak fjerde kvartal 2003.

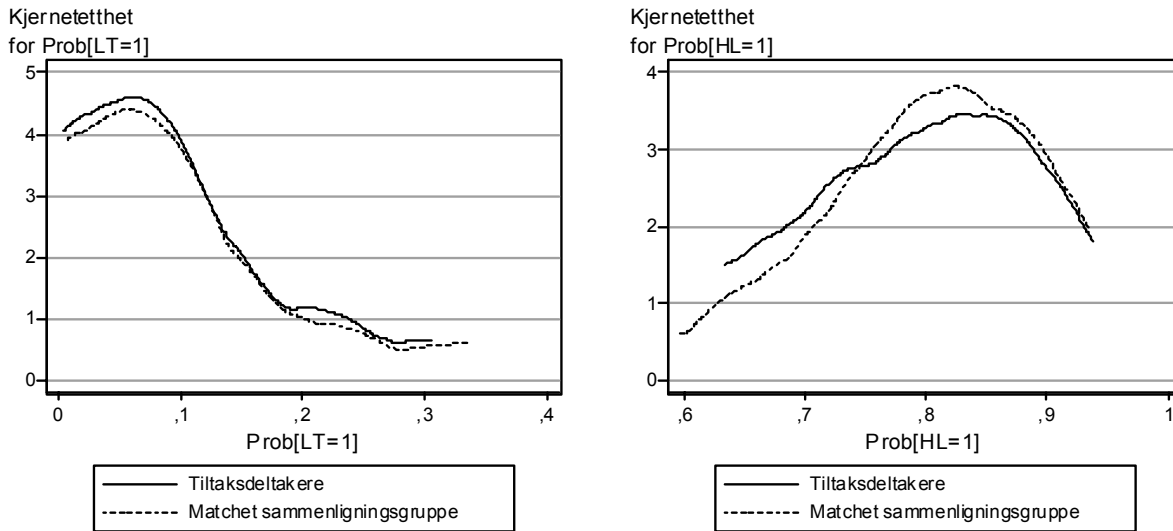
B.1. Fordelinger av predikerte behandlingssansynligheter

Figur B.1. Plott av estimert Epanechnikov kjernetetthet for predikerte behandlingssansynligheter (Prob[]) for personer som begynte det analyserte tiltaket 4. kv. 2003 og matchede personer som ikke var på tiltak(HL) i kvartalet. Strata 2.

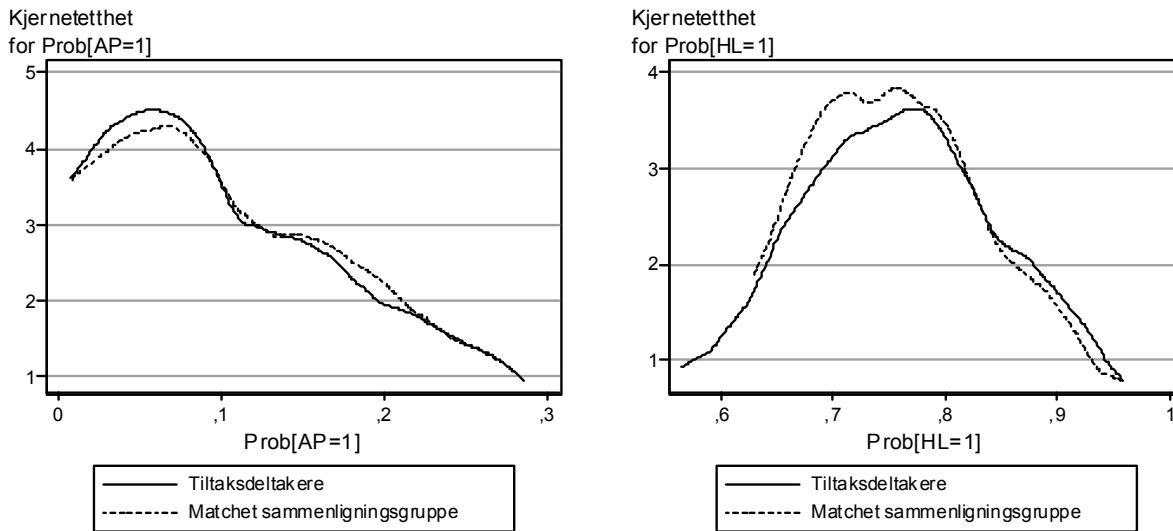


Figur B.2. Plott av estimert Epanechnikov kjernetetthet for predikerte behandlingssannsynligheter (Prob[*i*]) for personer som begynte det analyserte tiltaket 4. kv. 2003 og matchede personer som ikke var på tiltak(HL) i kvartalet. Strata 3.

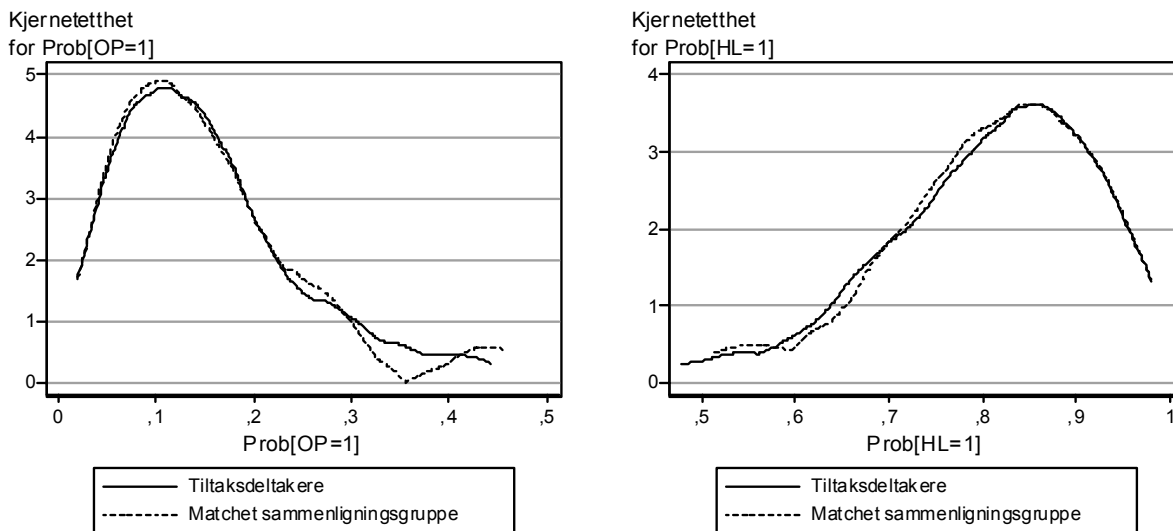
Påbegynt lønnstilskudd (LT) i 4. kv. '03 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet



Påbegynt Arbeidspraksis (AP) i 4. kv. '03 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet

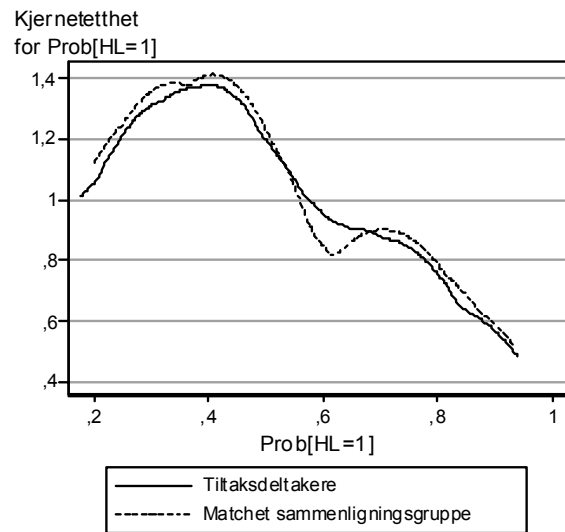
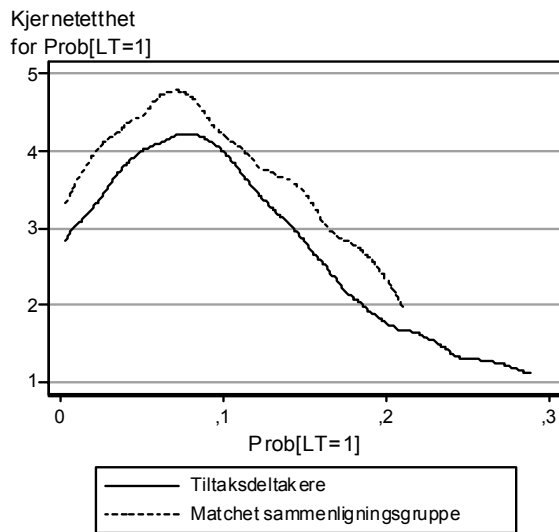


Påbegynt Opplæringstiltak (OP) i 4. kv. '03 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet

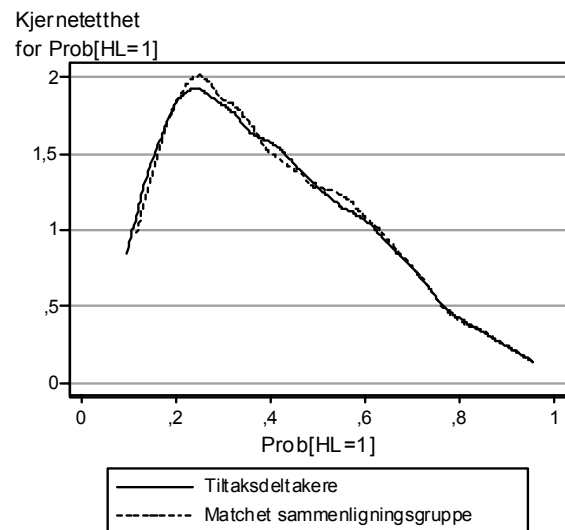
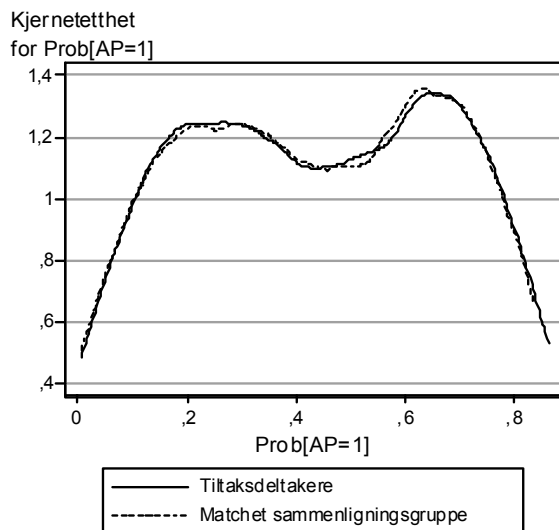


Figur B.3. Plott av estimert Epanechnikov kjernetetthet for predikerte behandlingssannsynligheter (Prob[*I*]) for personer som begynte det analyserte tiltaket 4. kv. 2003 og matchede personer som ikke var på tiltak(HL) i kvartalet. Strata 4

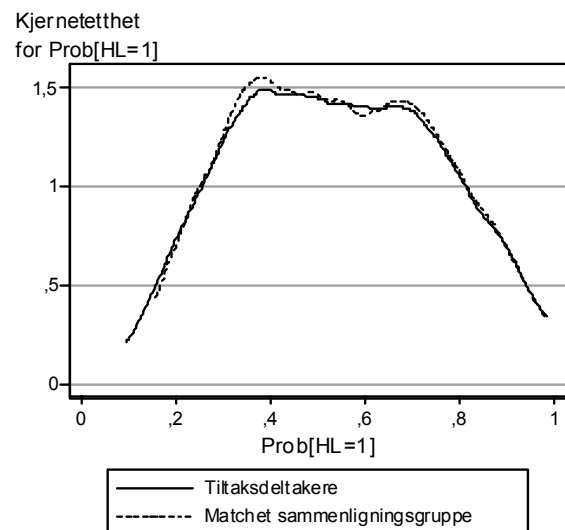
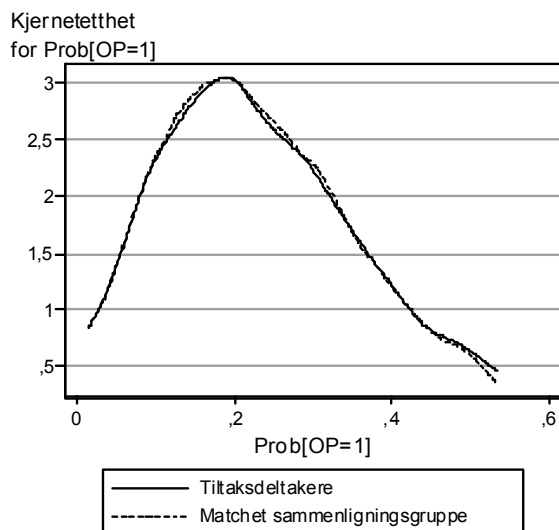
Påbegynt lønnstilskudd (LT) i 4. kv. '03 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet



Påbegynt Arbeidspraksis (AP) i 4. kv. '03 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet

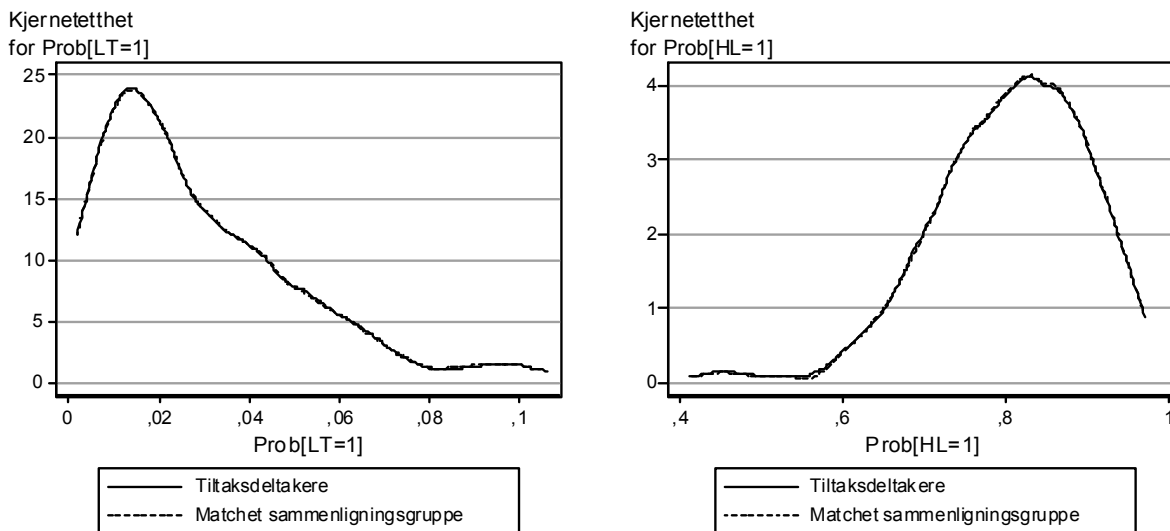


Påbegynt Opplæringstiltak (OP) i 4. kv. '03 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet

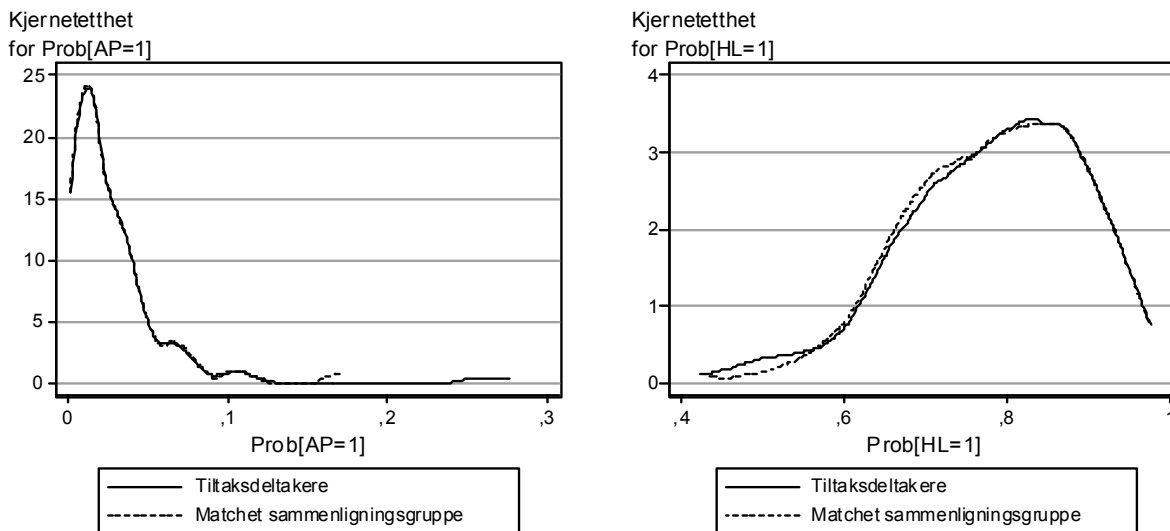


Figur B.4. Plott av estimert Epanechnikov kjernetetthet for predikerte behandlingssannsynligheter (Prob[]) for personer som begynte det analyserte tiltaket 4. kv. 2003 og matchede personer som ikke var på tiltak(HL) i kvartalet. Strata 5

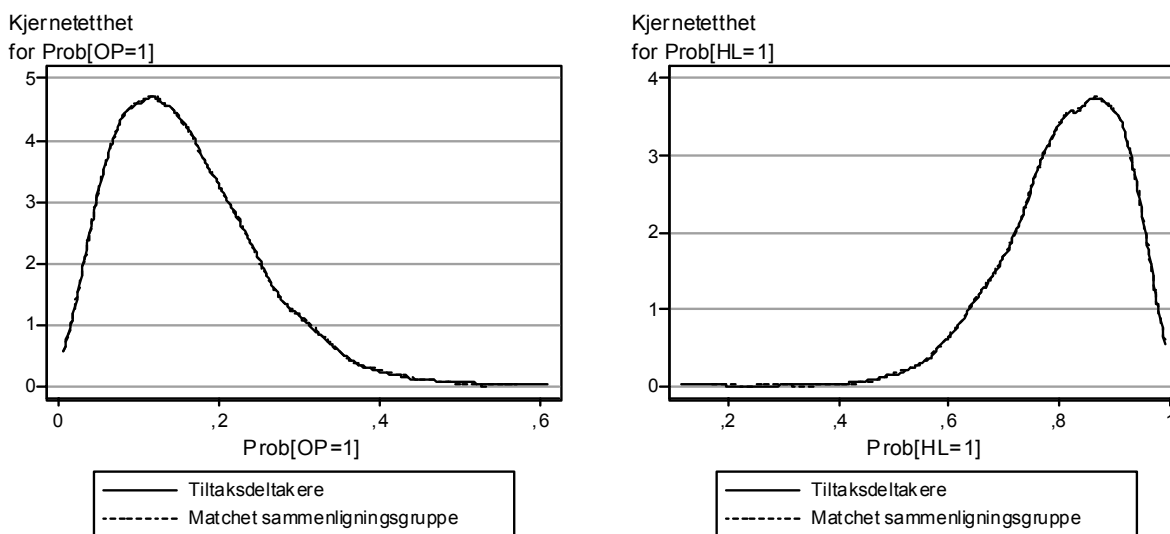
Påbegynt lønnstilskudd (LT) i 4. kv. '03 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet



Påbegynt Arbeidspraksis (AP) i 4. kv. '03 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet

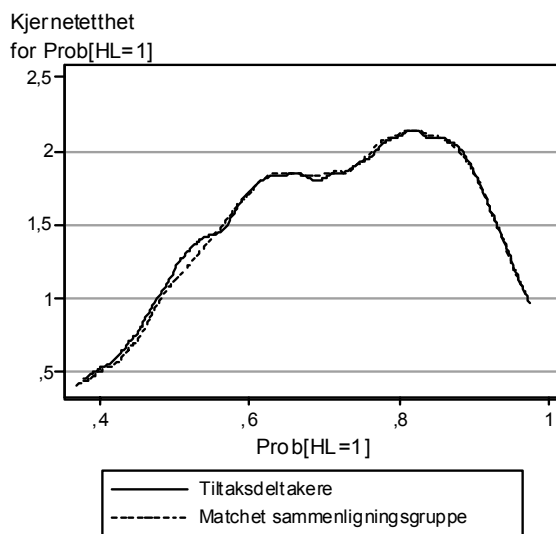
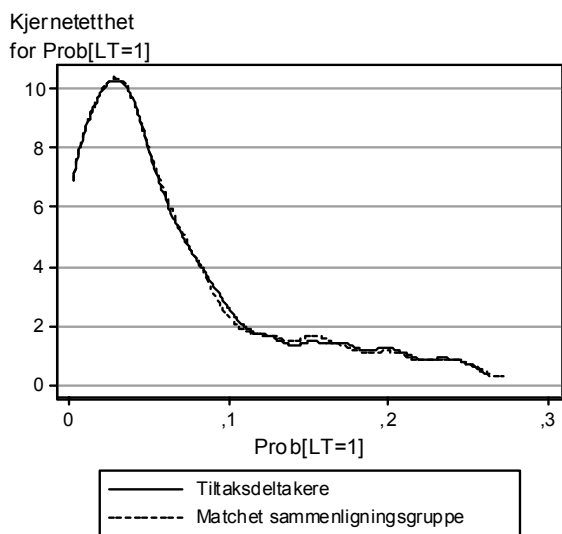


Påbegynt Opplæringstiltak (OP) i 4. kv. '03 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet

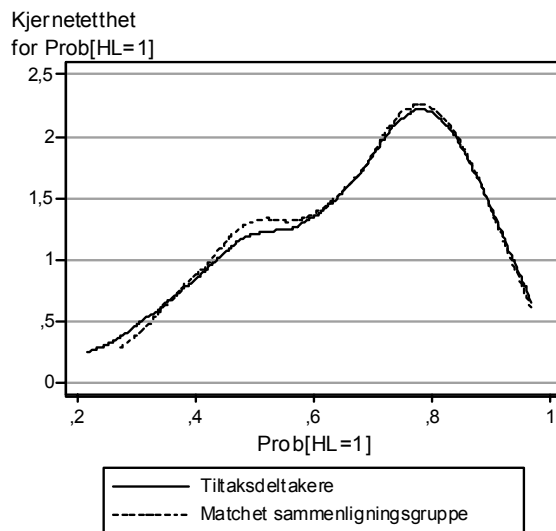
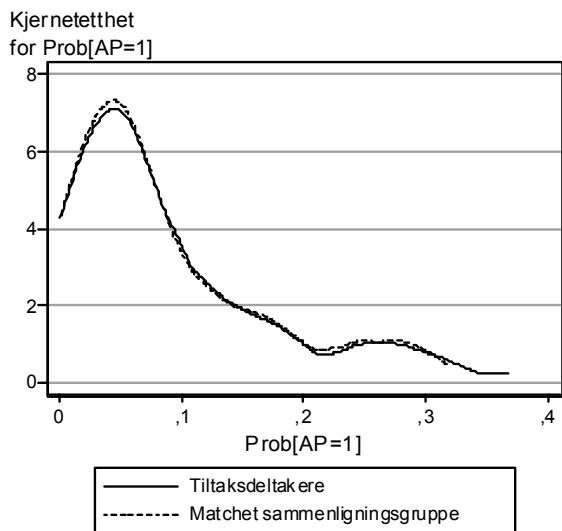


Figur B.5. Plott av estimert Epanechnikov kjernetetthet for predikerte behandlingssannsynligheter (Prob[*I*]) for personer som begynte det analyserte tiltaket 4. kv. 2003 og matchede personer som ikke var på tiltak(HL) i kvartalet. Strata 6

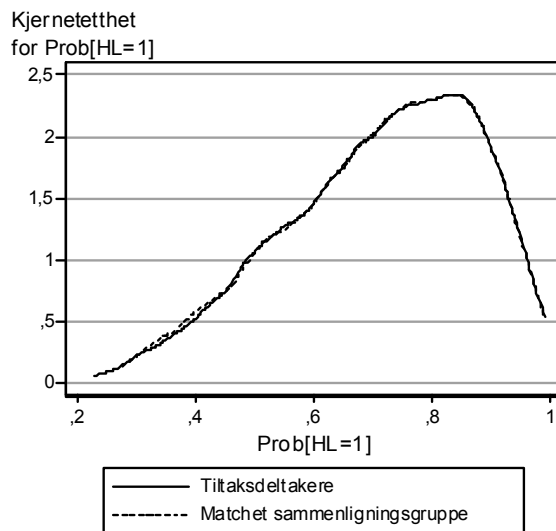
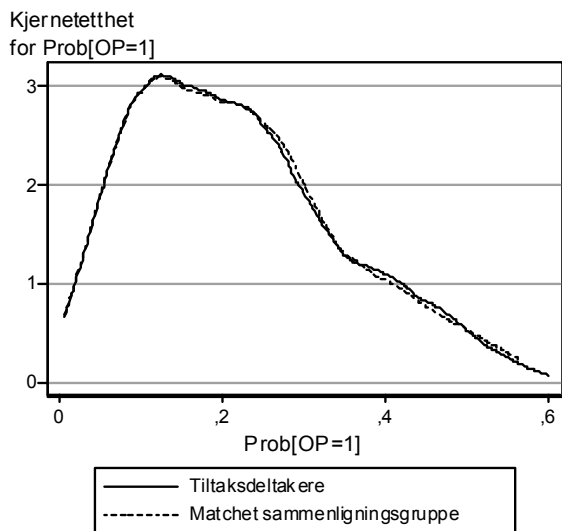
Påbegynt lønnskudd (LT) i 4. kv. '03 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet



Påbegynt Arbeidspraksis (AP) i 4. kv. '03 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet

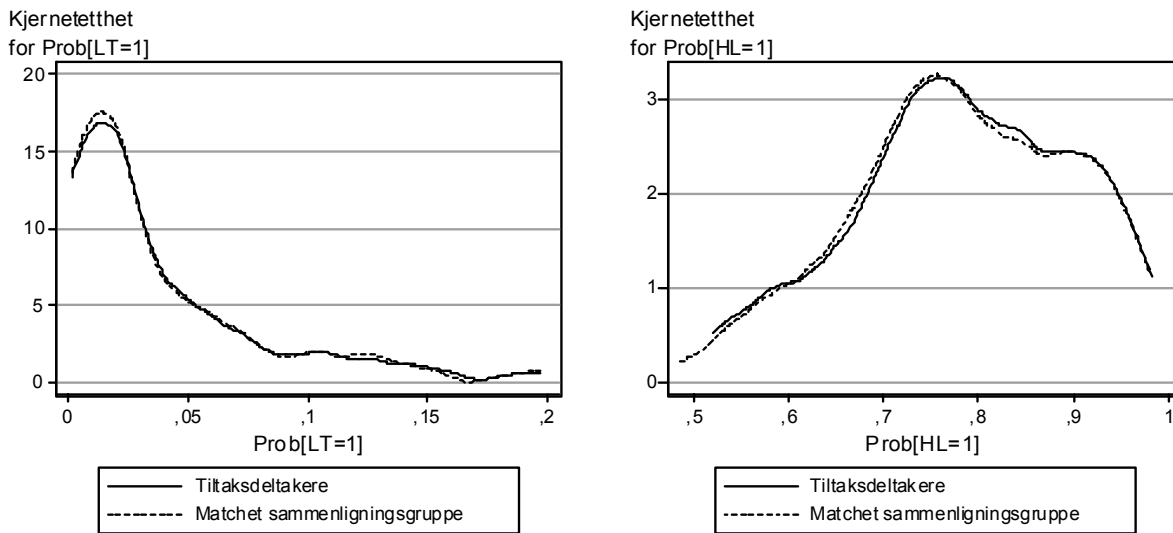


Påbegynt Opplæringstiltak (OP) i 4. kv. '03 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet

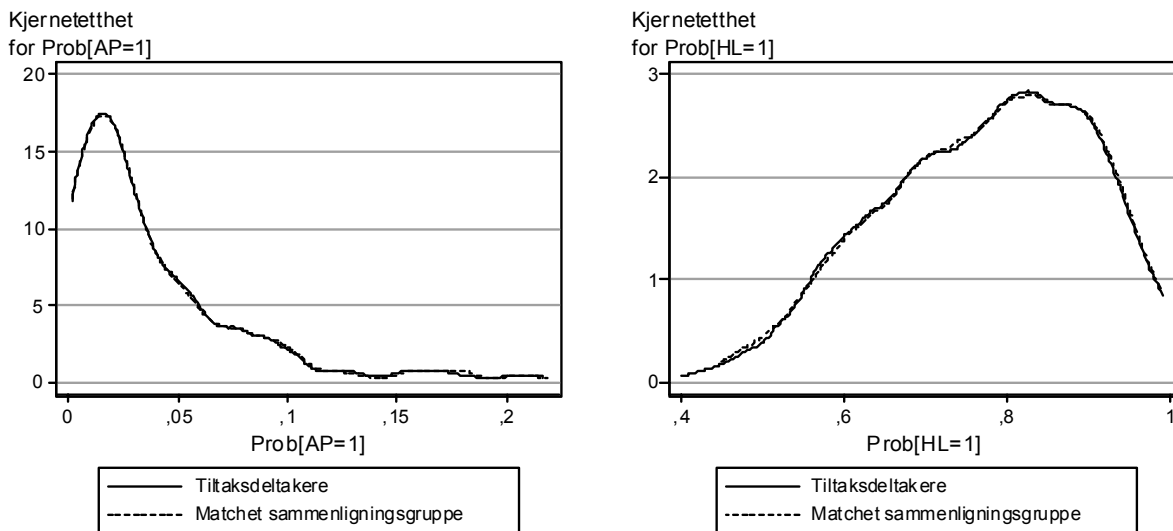


Figur B.6. Plott av estimert Epanechnikov kjernetetthet for predikerte behandlingssannsynligheter (Prob[*i*]) for personer som begynte det analyserte tiltaket 4. kv. 2003 og matchede personer som ikke var på tiltak(HL) i kvartalet. Strata 7

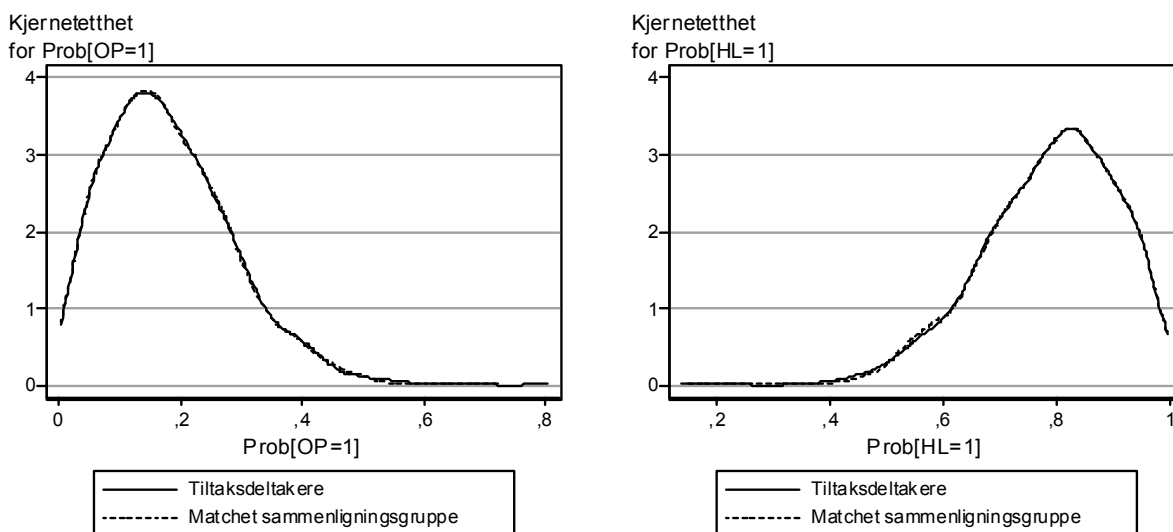
Påbegynt lønnstilskudd (LT) i 4. kv. '03 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet



Påbegynt Arbeidspraksis (AP) i 4. kv. '03 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet

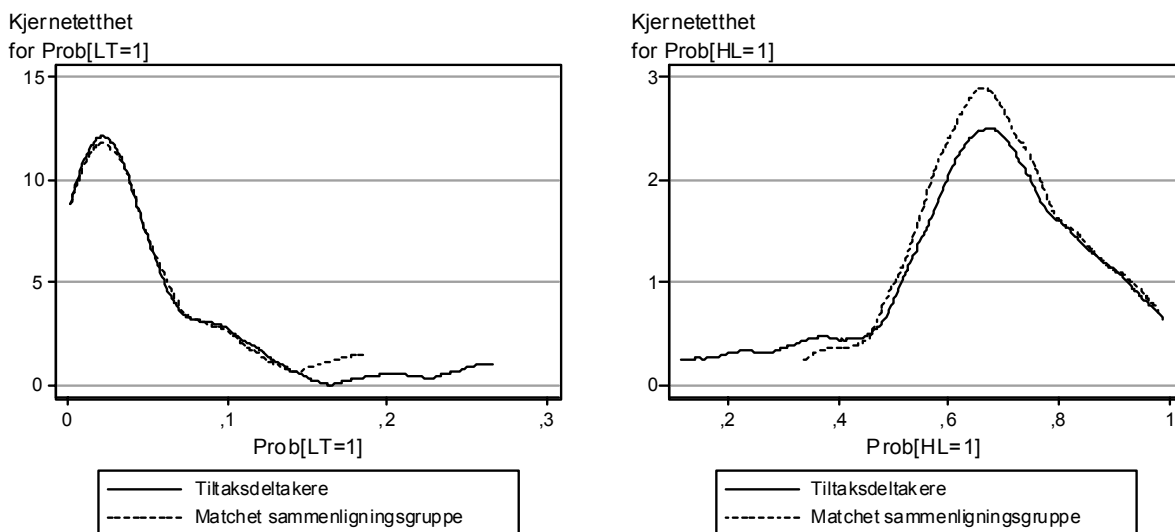


Påbegynt Opplæringstiltak (OP) i 4. kv. '03 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet

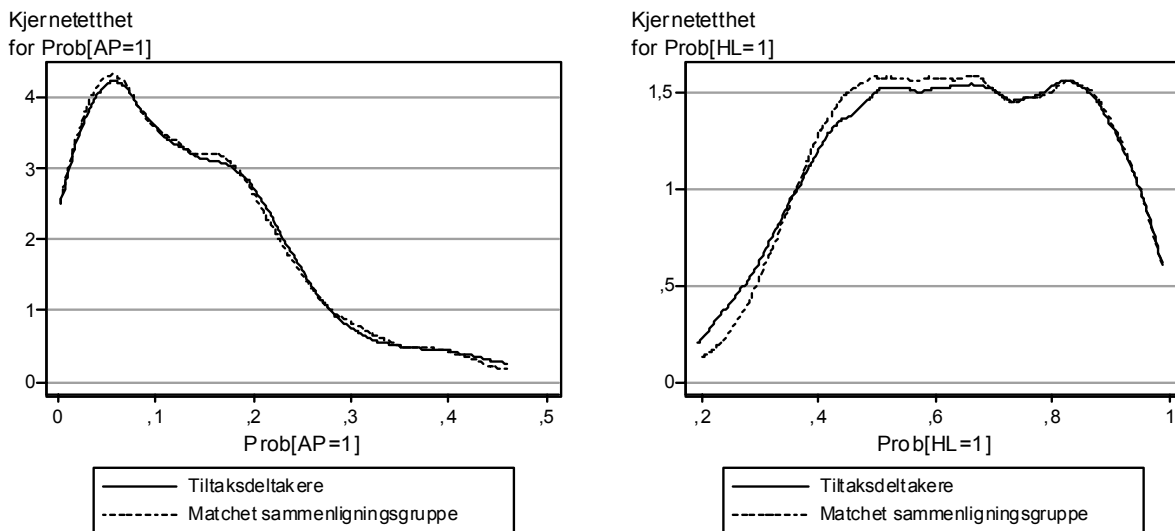


Figur B.7. Plott av estimert Epanechnikov kjernetetthet for predikerte behandlingssannsynligheter (Prob[*I*]) for personer som begynte det analyserte tiltaket 4. kv. 2003 og matchede personer som ikke var på tiltak(HL) i kvartalet. Strata 8

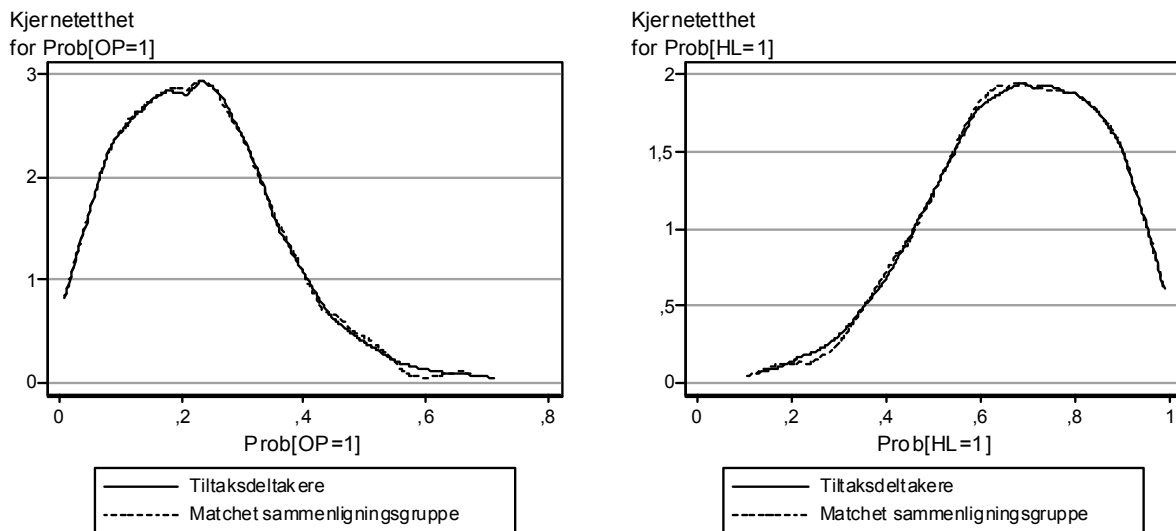
Påbegynt lønnstilskudd (LT) i 4. kv. '03 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet



Påbegynt Arbeidspraksis (AP) i 4. kv. '03 og matchede personer ikke på tiltak (HL) i kvartalet



Påbegynt Opplæringstiltak (OP) i 4. kv. '03 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 lønnstilskudd 4. kvartal 2003 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2003. Utvalgsgjennomsnitt**

Variabel	Unge menn, med dagpenger		Unge menn, uten dagpenger		Unge kvinner, med dagpenger		Unge kvinner, uten dagpenger	
	Deltakere	Ikke-deltakere	Deltakere	Ikke-deltakere	Deltakere	Ikke-deltakere	Deltakere	Ikke-deltakere
alder	21,838	21,838	20,882	20,824	22,800	22,100	21,333	20,917
gift	0,054	0,027	0,029	0,000	0,000	0,000	0,167	0,250
barn u. 3 år i fam.	0,027	0,027	0,029	0,000	0,200	0,200	0,167	0,250
barn 3-17 år i fam.	0,216	0,162	0,294	0,382	0,000	0,000	0,167	0,083
ikke-vestlig innvandrer	0,054	0,054	0,176	0,118	0,000	0,200	0,167	0,250
sentralitet 0	0,135	0,135	0,088	0,118	0,200	0,200	0,083	0,000
sentralitet 1	0,108	0,081	0,118	0,118	0,000	0,000	0,167	0,083
sentralitet 2	0,162	0,135	0,176	0,088	0,200	0,100	0,000	0,000
sentralitet 3	0,595	0,649	0,618	0,676	0,600	0,700	0,750	0,917
Oslo og Akershus	0,162	0,162	0,147	0,118	0,200	0,100	0,250	0,250
Hedmark og Oppland	0,135	0,081	0,059	0,088	0,000	0,000	0,000	0,000
Sør-Østlandet	0,162	0,135	0,176	0,088	0,100	0,100	0,083	0,333
Agder og Rogaland	0,216	0,162	0,147	0,265	0,100	0,100	0,167	0,250
Vestlandet	0,189	0,297	0,206	0,088	0,300	0,300	0,250	0,083
Trøndelag	0,081	0,135	0,147	0,235	0,100	0,200	0,000	0,000
Nord-Norge	0,054	0,027	0,118	0,118	0,200	0,200	0,250	0,083
utd. nivå 0,1,2	0,135	0,216	0,235	0,294	0,100	0,000	0,167	0,167
utd. nivå 3	0,324	0,432	0,382	0,235	0,300	0,500	0,167	0,167
utd. nivå 4,5	0,514	0,351	0,235	0,353	0,500	0,500	0,500	0,500
utd. nivå 6,7,8	0,000	0,000	0,029	0,059	0,100	0,000	0,083	0,083
utd. nivå 9	0,027	0,000	0,118	0,059	0,000	0,000	0,083	0,083
i utd. 1/10-2002	0,162	0,135	0,294	0,294	0,300	0,300	0,500	0,583
foreld. utd. nivå 3,4,5	0,622	0,676	0,529	0,559	0,600	0,700	0,500	0,417
foreld. utd. nivå 6,7,8	0,189	0,162	0,235	0,206	0,300	0,200	0,250	0,250
yrkesbakgrunn 0	0,108	0,135	0,176	0,206	0,100	0,000	0,083	0,167
yrkesbakgrunn 1	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
yrkesbakgrunn 2	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
yrkesbakgrunn 3	0,000	0,000	0,059	0,088	0,000	0,000	0,083	0,167
yrkesbakgrunn 4	0,027	0,054	0,029	0,088	0,200	0,100	0,083	0,000
yrkesbakgrunn 5	0,162	0,108	0,265	0,265	0,700	0,800	0,583	0,583
yrkesbakgrunn 6	0,027	0,054	0,059	0,059	0,000	0,000	0,000	0,000
yrkesbakgrunn 7	0,378	0,351	0,235	0,147	0,000	0,100	0,000	0,000
yrkesbakgrunn 8	0,135	0,081	0,029	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
yrkesbakgrunn 9	0,162	0,216	0,147	0,147	0,000	0,000	0,167	0,083
PGI i 2002 målt i G	2,632	2,208	0,835	0,771	2,000	1,800	1,100	0,900
PGI i 2001 målt i G	2,149	1,881	0,632	0,609	2,090	1,880	0,892	0,542
siste led.per., ant. mnd.	5,432	5,081	2,824	4,294	6,100	7,000	2,333	2,000
mnd. reg. led. 2002-03	7,351	6,432	3,412	4,000	8,800	10,900	3,167	3,083
mnd. reg. led. 1998-01	2,108	3,676	0,971	1,500	2,700	0,900	0,333	0,333
mnd. på tiltak 2002-03	0,243	0,108	0,941	1,294	0,200	0,100	0,083	0,000
mnd. på tiltak 1998-01	0,595	0,919	0,882	0,853	0,400	0,800	0,833	1,333
led.pct. etter øk. region nov. '02 (avvik fra landsgj.snitt)	0,016	0,230	0,353	0,515	0,380	0,550	0,058	0,158
tiltaks pct. etter fylke sept. '03 (avvik fra landsgj.snitt)	0,454	0,854	-0,047	0,129	0,380	-0,240	0,417	-0,775
led.pct. e. utd. og landsdel nov. '02 (avvik fra gj.snitt)	0,838	0,892	1,382	1,118	0,400	1,500	1,250	2,083
Endr. i reg. led. pct. fra 2001-'02 e. fylke	0,630	0,662	0,700	0,668	0,710	0,710	0,675	0,642

Tabell B.2. Personer 25-54 år som begynte på lønnstilskudd 4. kvartal 2003 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerrettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2003. Utvalgsgjennomsnitt

Variabel	Voksne menn, med dagpenger		Voksne menn, uten dagpenger		Voksne kvinner, med dagpenger		Voksne kvinner, uten dagpenger	
	Ikke-		Ikke-		Ikke-		Ikke-	
	Deltakere	deltakere	Deltakere	deltakere	Deltakere	deltakere	Deltakere	deltakere
alder	36,611	37,000	34,609	34,406	36,640	36,472	33,158	34,658
gift	0,435	0,399	0,275	0,290	0,438	0,427	0,368	0,211
barn u. 3 år i fam.	0,249	0,202	0,203	0,174	0,247	0,281	0,211	0,079
barn 3-17 år i fam.	0,352	0,301	0,232	0,275	0,494	0,461	0,474	0,447
ikke- vestlig innvandrer	0,197	0,166	0,246	0,304	0,067	0,079	0,289	0,158
sentralitet 0	0,155	0,192	0,174	0,072	0,157	0,090	0,105	0,053
sentralitet 1	0,036	0,047	0,203	0,261	0,112	0,169	0,079	0,079
sentralitet 2	0,161	0,119	0,159	0,188	0,112	0,157	0,105	0,132
sentralitet 3	0,648	0,642	0,464	0,478	0,618	0,584	0,711	0,737
Oslo og Akershus	0,332	0,306	0,217	0,145	0,281	0,258	0,368	0,421
Hedmark og Oppland	0,036	0,047	0,029	0,000	0,034	0,034	0,000	0,000
Sør-Østlandet	0,124	0,119	0,174	0,159	0,067	0,101	0,132	0,132
Agder og Rogaland	0,119	0,124	0,087	0,101	0,112	0,067	0,079	0,079
Vestlandet	0,202	0,197	0,174	0,203	0,146	0,180	0,211	0,211
Trøndelag	0,062	0,062	0,116	0,203	0,135	0,124	0,079	0,079
Nord-Norge	0,124	0,145	0,203	0,188	0,225	0,236	0,132	0,079
utd. nivå 0,1,2	0,104	0,119	0,072	0,072	0,067	0,101	0,026	0,026
utd. nivå 3	0,316	0,337	0,362	0,275	0,393	0,393	0,263	0,289
utd. nivå 4	0,249	0,233	0,217	0,275	0,258	0,225	0,237	0,263
utd. nivå 5	0,041	0,016	0,043	0,058	0,011	0,011	0,000	0,000
utd. nivå 6	0,181	0,228	0,159	0,188	0,169	0,157	0,184	0,105
utd. nivå 7,8	0,036	0,010	0,058	0,043	0,067	0,056	0,158	0,237
utd. nivå 9	0,073	0,057	0,087	0,087	0,034	0,056	0,132	0,079
i utd. 1/10-2002	0,057	0,031	0,159	0,101	0,079	0,079	0,316	0,342
yrkesbakgrunn 0	0,026	0,036	0,101	0,087	0,000	0,000	0,079	0,105
yrkesbakgrunn 1	0,124	0,145	0,116	0,087	0,101	0,067	0,000	0,000
yrkesbakgrunn 2	0,083	0,078	0,029	0,058	0,045	0,022	0,105	0,079
yrkesbakgrunn 3	0,119	0,135	0,116	0,159	0,213	0,191	0,079	0,053
yrkesbakgrunn 4	0,083	0,047	0,029	0,000	0,292	0,292	0,079	0,158
yrkesbakgrunn 5	0,150	0,145	0,159	0,159	0,191	0,270	0,474	0,342
yrkesbakgrunn 6	0,016	0,010	0,058	0,043	0,000	0,000	0,000	0,000
yrkesbakgrunn 7	0,161	0,187	0,188	0,188	0,000	0,000	0,079	0,079
yrkesbakgrunn 8	0,114	0,098	0,130	0,145	0,067	0,056	0,053	0,105
yrkesbakgrunn 9	0,124	0,119	0,072	0,072	0,090	0,101	0,053	0,079
permittert sept. '03	0,078	0,073	0,043	0,014	0,011	0,000	0,026	0,053
På attføringsstiltak i '91-'97	0,036	0,052	0,116	0,072	0,045	0,011	0,000	0,000
PGI i 2002 målt i G	4,748	4,965	2,507	2,706	3,706	3,748	1,026	1,187
PGI i 2001 målt i G	5,010	5,190	2,678	2,607	4,007	4,008	1,147	1,292
Ant. år med PGI>G tom.'02	12,964	13,420	9,681	8,029	13,876	13,764	5,474	7,289
siste led.per., ant. mnd.	8,166	9,466	4,971	4,681	8,135	7,146	4,974	3,684
mnd. reg. led. 2002-03	9,031	8,503	5,609	6,058	8,798	8,573	5,553	4,921
mnd. reg. led. 1998-01	5,238	6,886	7,870	5,928	5,045	3,371	4,447	7,921
mnd. på tiltak 2002-03	0,420	0,399	0,812	0,913	0,371	0,539	1,579	1,816
mnd. på tiltak 1998-01	0,907	0,943	0,725	1,681	0,730	0,528	0,474	0,684
mnd. reg. br.ledig i '91-'97	10,622	10,047	12,217	11,246	8,393	6,843	6,342	6,895
led.pct. etter øk. region nov. '02 (avvik fra landsgj.snitt)	0,180	0,161	0,220	0,199	0,273	0,306	0,184	0,384
tiltaks pct. etter fylke sept. '03 (avvik fra landsgj.snitt)	0,199	0,055	-0,055	-0,201	-0,345	-0,209	0,087	0,339
led.pct. e. utd. og landsdel nov. '02 (avvik fra gj.snitt)	0,891	0,917	1,246	1,261	0,551	0,596	0,737	0,342
Endr. i reg. led. pct. fra 2001-'02 e. fylke	0,739	0,731	0,712	0,678	0,693	0,704	0,718	0,771

Tabell B.3. Personer 16-24 år som begynte i arbeidspraksis 4. kvartal 2003 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2003. Utvalgsgjennomsnitt

Variabel	Unge menn, med dagpenger		Unge menn, uten dagpenger		Unge kvinner, med dagpenger		Unge kvinner, uten dagpenger	
	Deltakere	Ikke-deltakere	Deltakere	Ikke-deltakere	Deltakere	Ikke-deltakere	Deltakere	Ikke-deltakere
alder	21,746	21,731	19,223	19,433	21,652	21,609	19,355	19,745
gift	0,000	0,000	0,027	0,004	0,130	0,043	0,056	0,065
barn u. 3 år i fam.	0,015	0,015	0,022	0,018	0,130	0,087	0,074	0,035
barn 3-17 år i fam.	0,328	0,313	0,513	0,567	0,261	0,174	0,442	0,403
ikke- vestlig innvandrer	0,030	0,015	0,129	0,094	0,130	0,130	0,095	0,091
sentralitet 0	0,119	0,119	0,152	0,152	0,130	0,087	0,199	0,195
sentralitet 1	0,045	0,045	0,107	0,161	0,087	0,130	0,117	0,152
sentralitet 2	0,149	0,194	0,299	0,241	0,217	0,043	0,264	0,255
sentralitet 3	0,687	0,642	0,442	0,446	0,565	0,739	0,420	0,398
Oslo og Akershus	0,134	0,075	0,143	0,121	0,087	0,130	0,117	0,108
Hedmark og Oppland	0,045	0,015	0,103	0,103	0,000	0,000	0,069	0,026
Sør-Østlandet	0,254	0,373	0,183	0,152	0,304	0,130	0,216	0,177
Agder og Rogaland	0,269	0,269	0,179	0,174	0,217	0,348	0,134	0,130
Vestlandet	0,164	0,194	0,156	0,205	0,174	0,087	0,182	0,203
Trøndelag	0,075	0,045	0,103	0,138	0,174	0,304	0,130	0,177
Nord-Norge	0,060	0,030	0,134	0,107	0,043	0,000	0,152	0,177
utd. nivå 0,1,2	0,119	0,075	0,348	0,375	0,130	0,130	0,273	0,165
utd. nivå 3	0,478	0,478	0,482	0,464	0,391	0,391	0,489	0,606
utd. nivå 4,5	0,358	0,403	0,112	0,129	0,348	0,348	0,177	0,177
utd. nivå 6,7,8	0,015	0,030	0,013	0,009	0,000	0,000	0,017	0,013
utd. nivå 9	0,030	0,015	0,045	0,022	0,130	0,130	0,043	0,039
i utd. 1/10-2002	0,209	0,209	0,589	0,594	0,087	0,043	0,593	0,580
foreld. utd.nivå 3,4,5	0,597	0,597	0,683	0,732	0,609	0,652	0,719	0,753
foreld. utd.nivå 6,7,8	0,254	0,313	0,121	0,094	0,174	0,130	0,130	0,082
yrkesbakgrunn 0	0,239	0,209	0,335	0,348	0,043	0,000	0,247	0,303
yrkesbakgrunn 1	0,015	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
yrkesbakgrunn 2	0,015	0,030	0,004	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
yrkesbakgrunn 3	0,000	0,000	0,022	0,009	0,043	0,043	0,039	0,035
yrkesbakgrunn 4	0,090	0,075	0,063	0,022	0,043	0,043	0,035	0,039
yrkesbakgrunn 5	0,179	0,209	0,156	0,125	0,348	0,348	0,455	0,433
yrkesbakgrunn 6	0,030	0,000	0,049	0,040	0,000	0,000	0,022	0,000
yrkesbakgrunn 7	0,224	0,269	0,076	0,098	0,043	0,043	0,026	0,026
yrkesbakgrunn 8	0,090	0,134	0,058	0,076	0,130	0,217	0,004	0,000
yrkesbakgrunn 9	0,119	0,075	0,237	0,281	0,348	0,304	0,173	0,165
PGI i 2002 målt i G	2,343	2,437	0,349	0,340	2,461	2,526	0,339	0,441
PGI i 2001 målt i G	2,167	2,267	0,264	0,329	1,600	1,826	0,232	0,369
siste led.per., ant. mnd.	6,388	6,060	2,429	2,487	5,174	4,348	2,610	2,584
mnd. reg. led. 2002-03	8,239	7,403	3,509	3,679	7,217	7,696	3,104	2,827
mnd. reg. led. 1998-01	2,448	2,910	0,951	1,330	2,217	0,739	0,749	0,710
mnd. på tiltak 2002-03	0,597	0,806	0,701	0,946	0,087	0,043	0,619	1,030
mnd. på tiltak 1998-01	0,970	0,672	0,643	0,754	1,043	0,739	0,403	0,333
led.pct. etter øk. region nov. '02 (avvik fra landsgj.snitt)	0,067	0,161	0,156	0,164	0,035	0,009	0,067	0,086
tiltaks pct. etter fylke sept. '03 (avvik fra landsgj.snitt)	0,228	0,154	-0,087	-0,175	-0,422	-0,348	-0,171	-0,497
led.pct. e. utd. og landsdel nov. '02 (avvik fra gj.snitt)	1,239	1,104	1,594	1,397	1,130	0,913	1,251	1,260
Endr. i reg. led. pct. fra 2001-'02 e. fylke	0,640	0,631	0,670	0,650	0,591	0,543	0,654	0,635

Tabell B.4. Personer 25-54 år som begynte i arbeidspraksis 4. kvartal 2003 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2003. Utvalgsgjennomsnitt

Variabel	Voksne menn, med dagpenger		Voksne menn, uten dagpenger		Voksne kvinner, med dagpenger		Voksne kvinner, uten dagpenger	
	Deltakere	Ikke-deltakere	Deltakere	Ikke-deltakere	Deltakere	Ikke-deltakere	Deltakere	Ikke-deltakere
alder	34,727	35,326	34,234	34,426	35,084	36,118	33,703	34,266
gift	0,333	0,348	0,362	0,330	0,378	0,412	0,578	0,594
barn u. 3 år i fam.	0,227	0,235	0,181	0,106	0,218	0,193	0,292	0,224
barn 3-17 år i fam.	0,273	0,265	0,170	0,191	0,513	0,479	0,646	0,635
ikke- vestlig innvandrer	0,258	0,258	0,468	0,468	0,143	0,151	0,557	0,589
sentralitet 0	0,106	0,091	0,106	0,085	0,059	0,076	0,125	0,135
sentralitet 1	0,068	0,053	0,106	0,096	0,109	0,118	0,089	0,089
sentralitet 2	0,288	0,356	0,170	0,096	0,235	0,227	0,151	0,141
sentralitet 3	0,538	0,500	0,617	0,723	0,597	0,580	0,635	0,635
Oslo og Akershus	0,273	0,235	0,309	0,372	0,235	0,227	0,313	0,344
Hedmark og Oppland	0,061	0,076	0,085	0,074	0,050	0,092	0,057	0,031
Sør-Østlandet	0,250	0,303	0,085	0,074	0,235	0,185	0,125	0,078
Agder og Rogaland	0,114	0,129	0,191	0,191	0,151	0,168	0,161	0,141
Vestlandet	0,129	0,098	0,106	0,106	0,176	0,151	0,156	0,177
Trøndelag	0,121	0,114	0,085	0,043	0,126	0,160	0,115	0,156
Nord-Norge	0,053	0,045	0,138	0,138	0,025	0,017	0,073	0,073
utd. nivå 0,1,2	0,068	0,068	0,053	0,021	0,059	0,067	0,109	0,161
utd. nivå 3	0,379	0,379	0,298	0,383	0,403	0,403	0,234	0,188
utd. nivå 4	0,227	0,212	0,181	0,138	0,252	0,311	0,182	0,182
utd. nivå 5	0,045	0,053	0,032	0,043	0,017	0,017	0,010	0,016
utd. nivå 6	0,152	0,144	0,170	0,181	0,168	0,134	0,099	0,083
utd. nivå 7,8	0,030	0,045	0,064	0,032	0,067	0,059	0,057	0,047
utd. nivå 9	0,098	0,098	0,202	0,202	0,034	0,008	0,307	0,323
i utd. 1/10-2002	0,121	0,098	0,234	0,255	0,244	0,252	0,172	0,177
yrkesbakgrunn 0	0,030	0,030	0,117	0,096	0,017	0,025	0,104	0,156
yrkesbakgrunn 1	0,083	0,076	0,053	0,053	0,059	0,050	0,010	0,021
yrkesbakgrunn 2	0,045	0,023	0,085	0,138	0,059	0,042	0,036	0,021
yrkesbakgrunn 3	0,121	0,144	0,074	0,043	0,109	0,134	0,068	0,068
yrkesbakgrunn 4	0,053	0,076	0,106	0,096	0,202	0,185	0,099	0,068
yrkesbakgrunn 5	0,159	0,152	0,213	0,245	0,328	0,319	0,453	0,375
yrkesbakgrunn 6	0,038	0,030	0,043	0,043	0,000	0,000	0,010	0,016
yrkesbakgrunn 7	0,152	0,136	0,128	0,128	0,034	0,042	0,016	0,000
yrkesbakgrunn 8	0,159	0,167	0,043	0,043	0,067	0,059	0,021	0,036
yrkesbakgrunn 9	0,159	0,167	0,138	0,117	0,126	0,143	0,182	0,240
permittert sept. '03	0,030	0,030	0,000	0,000	0,017	0,008	0,000	0,000
På attføringsstiltak i '91-'97	0,083	0,061	0,043	0,064	0,017	0,017	0,021	0,010
PGI i 2002 målt i G	3,641	3,459	1,083	1,133	3,174	3,020	0,532	0,613
PGI i 2001 målt i G	4,225	4,171	1,303	1,120	3,360	3,290	0,601	0,551
Ant. år med PGI>G tom.'02	10,045	11,045	5,617	5,255	10,513	11,437	2,932	2,703
siste led.per., ant. mnd.	10,447	9,848	5,191	3,830	9,000	10,462	5,089	5,385
mnd. reg. led. 2002-03	9,121	8,038	6,851	7,117	8,218	7,807	5,995	6,167
mnd. reg. led. 1998-01	7,485	9,015	8,128	5,500	6,193	8,471	5,682	4,875
mnd. på tiltak 2002-03	0,841	0,386	1,043	0,777	0,622	0,454	0,938	0,891
mnd. på tiltak 1998-01	0,902	0,803	1,574	1,362	0,824	0,454	1,208	1,026
mnd. reg. br.ledig i '91-'97	11,326	11,227	11,862	8,500	9,059	8,697	7,552	6,854
led.pct. etter øk. region nov. '02 (avvik fra landsgj.snitt)	0,186	0,248	0,163	0,288	0,071	0,162	0,286	0,368
tiltaks pct. etter fylke sept. '03 (avvik fra landsgj.snitt)	-0,111	0,014	-0,126	0,037	-0,065	-0,369	-0,108	-0,153
led.pct. e. utd. og landsdel nov. '02 (avvik fra gj.snitt)	1,182	1,030	2,000	2,011	0,555	0,496	2,302	2,917
Endr. i reg. led. pct. fra 2001-'02 e. fylke	0,714	0,714	0,697	0,734	0,681	0,680	0,734	0,759

Tabell B.5. Personer 16-24 år som begynte på opplærings tiltak 4. kvartal 2003 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2003. Utvalgsgjennomsnitt

Variabel	Unge menn, med dagpenger		Unge menn, uten dagpenger		Unge kvinner, med dagpenger		Unge kvinner, uten dagpenger	
	Deltakere	Ikke-deltakere	Deltakere	Ikke-deltakere	Deltakere	Ikke-deltakere	Deltakere	Ikke-deltakere
alder	22,113	21,792	21,021	20,907	22,589	22,625	21,319	21,394
gift	0,049	0,067	0,042	0,030	0,143	0,143	0,113	0,088
barn u. 3 år i fam.	0,042	0,057	0,030	0,030	0,250	0,196	0,194	0,219
barn 3-17 år i fam.	0,223	0,205	0,287	0,270	0,143	0,152	0,225	0,256
ikke- vestlig innvandrer	0,124	0,117	0,203	0,198	0,125	0,161	0,213	0,225
sentralitet 0	0,152	0,180	0,127	0,148	0,089	0,071	0,069	0,094
sentralitet 1	0,074	0,088	0,080	0,084	0,089	0,089	0,119	0,113
sentralitet 2	0,261	0,226	0,350	0,329	0,313	0,304	0,306	0,231
sentralitet 3	0,512	0,505	0,443	0,439	0,509	0,536	0,500	0,563
Oslo og Akershus	0,198	0,194	0,186	0,203	0,188	0,277	0,231	0,256
Hedmark og Oppland	0,046	0,018	0,105	0,080	0,054	0,027	0,100	0,063
Sør-Østlandet	0,212	0,201	0,156	0,139	0,196	0,232	0,219	0,219
Agder og Rogaland	0,205	0,205	0,156	0,139	0,232	0,259	0,125	0,125
Vestlandet	0,131	0,113	0,181	0,245	0,170	0,089	0,106	0,138
Trøndelag	0,110	0,145	0,059	0,063	0,071	0,080	0,106	0,094
Nord-Norge	0,099	0,124	0,156	0,131	0,089	0,036	0,106	0,106
utd. nivå 0,1,2	0,180	0,208	0,181	0,190	0,134	0,161	0,138	0,131
utd. nivå 3	0,438	0,403	0,557	0,574	0,411	0,375	0,419	0,413
utd. nivå 4,5	0,343	0,336	0,190	0,194	0,375	0,330	0,294	0,344
utd. nivå 6,7,8	0,014	0,035	0,004	0,000	0,018	0,036	0,044	0,019
utd. nivå 9	0,025	0,018	0,068	0,042	0,063	0,098	0,106	0,094
i utd. 1/10-2002	0,124	0,131	0,405	0,388	0,116	0,089	0,450	0,400
foreld. utd.nivå 3,4,5	0,678	0,671	0,591	0,641	0,652	0,679	0,569	0,531
foreld. utd.nivå 6,7,8	0,127	0,127	0,190	0,190	0,143	0,098	0,144	0,200
yrkesbakgrunn 0	0,173	0,177	0,257	0,291	0,027	0,009	0,131	0,113
yrkesbakgrunn 1	0,007	0,007	0,004	0,000	0,000	0,000	0,006	0,000
yrkesbakgrunn 2	0,014	0,021	0,013	0,008	0,009	0,018	0,000	0,000
yrkesbakgrunn 3	0,018	0,018	0,017	0,025	0,054	0,045	0,031	0,006
yrkesbakgrunn 4	0,099	0,095	0,046	0,046	0,089	0,063	0,044	0,038
yrkesbakgrunn 5	0,159	0,163	0,228	0,156	0,518	0,571	0,481	0,538
yrkesbakgrunn 6	0,014	0,004	0,072	0,097	0,000	0,000	0,019	0,006
yrkesbakgrunn 7	0,194	0,212	0,127	0,131	0,036	0,027	0,006	0,000
yrkesbakgrunn 8	0,159	0,127	0,072	0,072	0,080	0,125	0,025	0,044
yrkesbakgrunn 9	0,163	0,177	0,165	0,173	0,188	0,143	0,256	0,256
PGI i 2002 målt i G	2,569	2,660	0,802	0,727	2,695	2,526	0,591	0,738
PGI i 2001 målt i G	2,353	2,297	0,644	0,739	2,417	2,379	0,494	0,578
siste led.per., ant. mnd.	6,696	4,982	3,781	3,654	7,804	7,277	2,831	3,050
mnd. reg. led. 2002-03	8,449	7,505	5,354	4,996	10,179	10,821	4,300	3,838
mnd. reg. led. 1998-01	3,251	2,304	2,890	3,464	4,071	2,795	1,850	2,725
mnd. på tiltak 2002-03	0,307	0,148	0,852	0,747	0,295	0,170	0,638	0,475
mnd. på tiltak 1998-01	0,739	0,693	1,224	0,865	1,063	1,196	0,863	0,713
led.pct. etter øk. region nov. '02 (avvik fra landsgj.snitt)	0,078	0,138	0,089	0,057	0,110	0,179	0,100	0,145
tiltaks pct. etter fylke sept. '03 (avvik fra landsgj.snitt)	-0,289	-0,100	-0,027	-0,149	-0,452	-0,025	0,043	0,165
led.pct. e. utd. og landsdel nov. '02 (avvik fra gj.snitt)	1,148	1,025	1,650	1,439	0,786	0,973	1,481	1,669
Endr. i reg. led. pct. fra 2001-'02 e. fylke	0,643	0,646	0,652	0,659	0,661	0,733	0,704	0,712

Tabell B.6. Personer 25-54 år som begynte på opplæringstiltak 4. kvartal 2003 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerettigheter. Utvalgte karakteristika målt før 4. kvartal 2003. Utvalgsgjennomsnitt

Variabel	Voksne menn, med dagpenger		Voksne menn, uten dagpenger		Voksne kvinner, med dagpenger		Voksne kvinner, uten dagpenger	
	Deltakere	Ikke- deltakere	Deltakere	Ikke- deltakere	Deltakere	Ikke- deltakere	Deltakere	Ikke- deltakere
alder	36,748	36,795	35,920	35,647	37,993	37,760	35,477	35,998
gift	0,314	0,307	0,351	0,318	0,475	0,473	0,494	0,471
barn u. 3 år i fam.	0,148	0,155	0,167	0,182	0,254	0,266	0,288	0,311
barn 3-17 år i fam.	0,264	0,272	0,258	0,240	0,504	0,481	0,656	0,661
ikke- vestlig innvander	0,209	0,184	0,420	0,400	0,172	0,193	0,414	0,416
sentralitet 0	0,099	0,102	0,084	0,080	0,084	0,080	0,064	0,080
sentralitet 1	0,069	0,071	0,039	0,030	0,065	0,064	0,064	0,056
sentralitet 2	0,219	0,230	0,247	0,247	0,199	0,188	0,272	0,307
sentralitet 3	0,613	0,596	0,630	0,643	0,652	0,669	0,599	0,556
Oslo og Akershus	0,358	0,354	0,297	0,303	0,383	0,390	0,331	0,305
Hedmark og Oppland	0,049	0,053	0,050	0,035	0,029	0,026	0,049	0,053
Sør-Østlandet	0,177	0,170	0,158	0,180	0,164	0,170	0,189	0,212
Agder og Rogaland	0,142	0,149	0,126	0,100	0,141	0,143	0,126	0,101
Vestlandet	0,126	0,123	0,216	0,229	0,163	0,153	0,179	0,183
Trøndelag	0,069	0,071	0,065	0,082	0,064	0,058	0,070	0,084
Nord-Norge	0,078	0,080	0,089	0,071	0,056	0,059	0,056	0,062
utd. nivå 0,1,2	0,091	0,089	0,093	0,063	0,093	0,086	0,082	0,099
utd. nivå 3	0,365	0,341	0,344	0,340	0,343	0,335	0,329	0,311
utd. nivå 4	0,250	0,281	0,206	0,219	0,249	0,249	0,189	0,187
utd. nivå 5	0,042	0,030	0,035	0,030	0,037	0,041	0,018	0,016
utd. nivå 6	0,148	0,156	0,139	0,180	0,198	0,204	0,169	0,177
utd. nivå 7,8	0,054	0,053	0,045	0,043	0,046	0,047	0,049	0,047
utd. nivå 9	0,051	0,050	0,139	0,126	0,034	0,039	0,165	0,163
i utd. 1/10-2002	0,063	0,062	0,152	0,156	0,064	0,065	0,179	0,171
yrkesbakgrunn 0	0,032	0,023	0,076	0,069	0,023	0,033	0,097	0,089
yrkesbakgrunn 1	0,076	0,076	0,052	0,048	0,066	0,052	0,019	0,025
yrkesbakgrunn 2	0,099	0,105	0,056	0,069	0,068	0,076	0,054	0,058
yrkesbakgrunn 3	0,112	0,117	0,076	0,097	0,126	0,145	0,109	0,105
yrkesbakgrunn 4	0,087	0,091	0,102	0,104	0,213	0,202	0,154	0,150
yrkesbakgrunn 5	0,110	0,111	0,165	0,158	0,274	0,268	0,327	0,317
yrkesbakgrunn 6	0,009	0,005	0,043	0,054	0,004	0,004	0,010	0,014
yrkesbakgrunn 7	0,184	0,184	0,143	0,141	0,040	0,040	0,031	0,021
yrkesbakgrunn 8	0,162	0,159	0,123	0,102	0,067	0,058	0,035	0,039
yrkesbakgrunn 9	0,130	0,129	0,165	0,158	0,118	0,123	0,163	0,181
permittert sept. '03	0,084	0,090	0,015	0,013	0,032	0,032	0,006	0,004
På attføringsstiltak i '91-'97	0,070	0,063	0,063	0,045	0,031	0,024	0,016	0,025
PGI i 2002 målt i G	4,333	4,379	1,689	1,724	3,552	3,607	0,856	0,911
PGI i 2001 målt i G	4,727	4,735	1,685	1,623	3,817	3,870	0,845	0,928
Ant. år med PGI>G tom.'02	13,171	13,222	7,173	6,846	12,837	12,715	4,975	5,146
siste led.per., ant. mnd.	10,165	9,744	7,177	6,470	9,566	8,826	5,654	5,051
mnd. reg. led. 2002-03	9,562	9,081	6,788	6,591	9,336	8,537	5,829	5,411
mnd. reg. led. 1998-01	7,949	8,209	10,429	11,165	5,894	6,220	5,994	6,529
mnd. på tiltak 2002-03	0,434	0,381	0,812	0,628	0,314	0,261	1,006	0,936
mnd. på tiltak 1998-01	0,949	0,789	1,684	1,721	0,858	0,836	1,253	1,208
mnd. reg. br.ledig i '91-'97	13,231	12,157	14,247	12,974	9,942	9,886	9,191	9,288
led.pct. etter øk. region nov. '02 (avvik fra landsgj.snitt)	0,136	0,155	0,206	0,197	0,112	0,134	0,226	0,202
tiltaks pct. etter fylke sept. '03 (avvik fra landsgj.snitt)	0,020	-0,075	0,018	0,179	-0,010	-0,066	0,039	0,040
led.pct. e. utd. og landsdel nov. '02 (avvik fra gj.snitt)	0,951	0,875	1,652	1,539	0,472	0,545	1,446	1,424
Endr. i reg. led. pct. fra 2001-'02 e. fylke	0,728	0,730	0,706	0,708	0,729	0,740	0,731	0,734

Tabell B.7. Personer 16-24 år som begynte på opplæringsstiltak 4. kvartal 2003 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerrettigheter og bostedskommune. Prosentfordeling

Variabel	Unge menn, med dagpenger		Unge menn, uten dagpenger		Unge kvinner, med dagpenger		Unge kvinner, uten dagpenger	
	Deltakere	Matchede ikke-	Deltakere	Matchede ikke-	Deltakere	Matchede ikke-	Deltakere	Matchede ikke-
		deltakere		deltakere		deltakere		deltakere
Hele landet	100	100	100	100	100	100	100	100
Østfold	7,8	7,4	5,1	7,2	3,6	6,3	4,4	8,1
Akershus	7,1	9,5	6,8	10,5	8,9	8,0	7,5	10,0
Oslo	12,7	9,9	11,8	9,7	9,8	19,6	15,6	15,6
Hedmark	4,2	1,4	9,3	5,1	3,6	0,9	8,8	2,5
Oppland	0,4	0,4	1,3	3,0	1,8	1,8	1,3	3,8
Buskerud	3,9	5,7	3,0	2,1	3,6	2,7	5,6	5,0
Vestfold	6,4	3,5	4,6	2,1	9,8	8,9	9,4	5,6
Telemark	3,2	3,5	3,0	2,5	2,7	5,4	2,5	3,1
Aust-Agder	0,7	2,8	1,3	2,1	3,6	7,1	1,9	3,8
Vest-Agder	4,6	3,9	3,8	5,5	6,3	7,1	5,6	5,0
Rogaland	15,2	13,8	10,5	6,3	13,4	11,6	5,0	3,8
Hordaland	6,0	7,1	14,8	9,3	9,8	4,5	5,6	8,1
Sogn og Fjordane	2,5	1,4	0,8	3,8	0,9	2,7	2,5	1,3
Møre og Romsdal	4,6	2,8	2,5	11,4	6,3	1,8	2,5	4,4
Sør-Trøndelag	8,1	10,2	4,2	4,2	3,6	3,6	6,3	6,3
Nord-Trøndelag	2,8	4,2	1,7	2,1	3,6	4,5	4,4	3,1
Nordland	5,7	7,4	11,0	5,9	6,3	1,8	5,0	6,9
Troms	3,5	2,8	4,6	4,6	1,8	0,9	4,4	1,9
Finnmark	0,7	2,1	0,0	2,5	0,9	0,9	1,3	1,9

Tabell B.8. Personer 25-54 år som begynte på opplæringsstiltak 4. kvartal 2003 og matchet sammenligningsgruppe av ikke-deltakere, etter kjønn og dagpengerrettigheter og bostedskommune. Prosentfordeling

Variabel	Voksne menn, med dagpenger		Voksne menn, uten dagpenger		Voksne kvinner, med dagpenger		Voksne kvinner, uten dagpenger	
	Deltakere	Matchede ikke-	Deltakere	Matchede ikke-	Deltakere	Matchede ikke-	Deltakere	Matchede ikke-
		deltakere		deltakere		deltakere		deltakere
Hele landet	100	100	100	100	100	100	100	100
Østfold	5,5	4,8	5,0	7,1	3,5	4,7	5,8	7,4
Akershus	10,7	12,1	8,2	9,1	15,5	14,1	9,5	7,2
Oslo	25,0	23,4	21,4	21,2	22,8	24,9	23,5	23,3
Hedmark	3,3	3,3	2,4	2,6	2,8	1,8	3,1	4,3
Oppland	1,6	2,1	2,6	0,9	0,1	0,8	1,8	1,0
Buskerud	4,4	3,7	3,0	3,5	4,5	4,2	2,7	4,3
Vestfold	4,4	5,0	5,2	3,2	5,7	5,0	6,4	5,3
Telemark	3,4	3,5	2,6	4,1	2,7	3,1	3,9	4,3
Aust-Agder	1,4	2,1	0,9	0,6	1,8	2,6	1,8	2,1
Vest-Agder	3,7	3,7	3,2	2,4	3,2	2,1	3,5	1,8
Rogaland	9,2	9,2	8,4	6,9	9,2	9,6	7,4	6,2
Hordaland	6,2	6,2	17,5	14,7	10,4	8,1	12,3	8,8
Sogn og Fjordane	2,4	1,2	1,1	1,3	1,8	1,5	1,4	1,0
Møre og Romsdal	4,1	4,9	3,0	6,9	4,1	5,7	4,3	8,6
Sør-Trøndelag	5,2	4,9	4,1	7,1	3,7	4,7	4,5	5,8
Nord-Trøndelag	1,7	2,2	2,4	1,1	2,7	1,1	2,5	2,5
Nordland	4,2	4,1	5,4	2,8	2,3	2,9	3,1	3,3
Troms	2,9	1,8	3,0	3,7	2,2	1,6	1,9	1,9
Finnmark	0,7	2,1	0,4	0,6	1,1	1,4	0,6	1,0

Tabeller

Tabell C.1. Personer som begynte på lønnskudd 4. kvartal 2003 og matchede ikke-deltakere, etter kjønn, alder og dagpengerettigheter. Gjennomsnittlig estimert andel arbeidstakere november 2004 med tilkoblet kontantlønn, effekten av lønnskudd for de som faktisk deltok sett i forhold til om de ikke hadde deltatt og tilhørende beregnedestandardavvik

Strata	Gjennomsnittlig arbeidstakerandel		Standardavvik til Gjennomsnittlig arbeidstakerandel		Gjennomsnittlig tiltakseffekt for deltakerne	Standardavviket til tiltakseffekten
	Matchede		Matchede			
	Deltakere	ikke-deltakere	Deltakere	ikke-deltakere		
Totalt	0,59	0,37	0,02	0,02	0,22	0,03
Ung (16-24 år)	0,54	0,35	0,05	0,05	0,20	0,07
Voksne (25-54 år)	0,60	0,37	0,03	0,03	0,23	0,04
Menn	0,56	0,37	0,03	0,03	0,20	0,04
Kvinner	0,65	0,34	0,04	0,04	0,31	0,05
Med dagpenger	0,59	0,41	0,03	0,03	0,18	0,04
Uten dagpenger	0,58	0,27	0,04	0,04	0,31	0,06
Ung mann, med dagpenger	0,51	0,43	0,08	0,08	0,08	0,12
Ung mann, uten dagpenger	0,61	0,24	0,09	0,08	0,36	0,12
Ung kvinne, med dagpenger	0,60	0,40	0,16	0,16	0,20	0,22
Ung kvinne, uten dagpenger	0,42	0,33	0,14	0,16	0,08	0,21
Voksen mann, med dagpenger	0,56	0,40	0,04	0,04	0,16	0,05
Voksen mann, uten dagpenger	0,58	0,29	0,06	0,06	0,29	0,08
Voksen kvinne, med dagpenger	0,68	0,41	0,05	0,06	0,27	0,07
Voksen kvinne, uten dagpenger	0,62	0,24	0,08	0,08	0,38	0,11

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.2. Personer som begynte på arbeidspraksis 4. kvartal 2003 og matchede ikke-deltakere, etter kjønn, alder og dagpengerettigheter. Gjennomsnittlig estimert andel arbeidstakere november 2004 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
	Matchede		Matchede			
	Deltakere	ikke-deltakere	Deltakere	ikke-deltakere		
Totalt	0,34	0,28	0,01	0,02	0,06	0,02
Ung (16-24 år)	0,30	0,26	0,02	0,03	0,04	0,04
Voksne (25-54 år)	0,38	0,29	0,02	0,02	0,09	0,03
Menn	0,33	0,26	0,02	0,02	0,07	0,03
Kvinner	0,34	0,24	0,02	0,02	0,10	0,03
Med dagpenger	0,41	0,39	0,03	0,03	0,02	0,04
Uten dagpenger	0,30	0,22	0,02	0,02	0,08	0,03
Ung mann, med dagpenger	0,36	0,44	0,06	0,06	-0,08	0,09
Ung mann, uten dagpenger	0,28	0,18	0,03	0,04	0,11	0,05
Ung kvinne, med dagpenger	0,44	0,22	0,10	0,09	0,22	0,14
Ung kvinne, uten dagpenger	0,28	0,30	0,03	0,06	-0,01	0,06
Voksen mann, med dagpenger	0,42	0,37	0,04	0,04	0,05	0,06
Voksen mann, uten dagpenger	0,30	0,19	0,05	0,05	0,11	0,07
Voksen kvinne, med dagpenger	0,40	0,41	0,05	0,05	-0,01	0,07
Voksen kvinne, uten dagpenger	0,36	0,21	0,04	0,04	0,15	0,05

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.3. Personer som begynte på opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) 4. kvartal 2003 og matchede ikke-deltakere, etter kjønn, alder og dagpengerettigheter. Gjennomsnittlig estimert andel arbeidstakere november 2004 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	0,33	0,33	0,01	0,01	0,00	0,01
Ung (16-24 år)	0,33	0,32	0,02	0,02	0,01	0,03
Voksne (25-54 år)	0,32	0,33	0,01	0,01	-0,01	0,01
Menn	0,31	0,33	0,01	0,01	-0,02	0,01
Kvinner	0,33	0,32	0,01	0,01	0,01	0,02
Med dagpenger	0,35	0,36	0,01	0,01	-0,01	0,01
Uten dagpenger	0,28	0,26	0,01	0,02	0,02	0,02
Ung mann, med dagpenger	0,40	0,43	0,03	0,03	-0,03	0,04
Ung mann, uten dagpenger	0,27	0,25	0,03	0,04	0,02	0,05
Ung kvinne, med dagpenger	0,34	0,33	0,05	0,05	0,01	0,07
Ung kvinne, uten dagpenger	0,31	0,23	0,04	0,04	0,08	0,06
Voksen mann, med dagpenger	0,32	0,35	0,01	0,01	-0,03	0,02
Voksen mann, uten dagpenger	0,27	0,25	0,02	0,03	0,02	0,03
Voksen kvinne, med dagpenger	0,37	0,36	0,01	0,02	0,01	0,02
Voksen kvinne, uten dagpenger	0,29	0,27	0,02	0,02	0,02	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 som begynte på lønnstilskudd, arbeidspraxis eller opplæringstiltak (unntatt jobbklubb) 4. kvartal 2003 og matchede ikke-deltakere, etter kjønn, alder og dagpengerettigheter. Gjennomsnittlig estimert andel arbeidstakere november 2004 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	0,35	0,32	0,01	0,01	0,03	0,01
Ung (16-24 år)	0,33	0,30	0,01	0,02	0,03	0,02
Voksne (25-54 år)	0,35	0,33	0,01	0,01	0,02	0,01
Menn	0,34	0,33	0,01	0,01	0,02	0,01
Kvinner	0,36	0,30	0,01	0,01	0,05	0,02
Med dagpenger	0,37	0,37	0,01	0,01	0,01	0,01
Uten dagpenger	0,31	0,25	0,01	0,01	0,06	0,02
Ung mann, med dagpenger	0,41	0,43	0,03	0,03	-0,03	0,04
Ung mann, uten dagpenger	0,30	0,22	0,02	0,03	0,08	0,04
Ung kvinne, med dagpenger	0,37	0,32	0,04	0,05	0,06	0,06
Ung kvinne, uten dagpenger	0,30	0,27	0,02	0,04	0,03	0,05
Voksen mann, med dagpenger	0,35	0,36	0,01	0,01	-0,01	0,02
Voksen mann, uten dagpenger	0,31	0,25	0,02	0,02	0,06	0,03
Voksen kvinne, med dagpenger	0,39	0,36	0,01	0,02	0,03	0,02
Voksen kvinne, uten dagpenger	0,32	0,25	0,02	0,02	0,07	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.

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.

Tabell C.5. Personer 16 til 54 år registrert helt ledige ved utgangen av september 2003¹, etter status i Arenaregisteret 4. kvartal 2003 og etter utvalgte demografiske kjennetegn. Antall personer og andelen lønnstakere november 2004

Demografiske kjennetegn	Tiltaksdeltakere 4. kvartal 2003		Helt ledige ved utgangen av oktober og november 2003, som ikke startet på tiltak i desember	
	Antall personer	Lønnstaker- prosenten	Antall personer	Lønnstaker- prosenten
I alt	6 156	49,7	35 864	38,8
Alder				
16-19 år	407	49,6	486	41,6
20-24 år	1 061	51,1	5 253	47,4
25-30 år	1 351	55,4	8 076	41,5
31-35 år	1 034	49,8	6 974	38,8
36-40 år	871	48,3	5 491	37,0
41-45 år	654	45,0	3 992	34,7
46-50 år	479	42,8	3 345	32,6
51-54 år	299	43,8	2 247	29,6
Landsdel				
1. Oslo og Akershus	1 854	44,8	9 605	33,1
2. Hedmark og Oppland	322	48,1	2 000	39,7
3. Sør-Østlandet	1 070	46,1	6 859	38,1
4. Agder og Rogaland	897	53,6	5 252	42,1
5. Vestlandet	967	56,3	5 759	42,0
6. Trøndelag	493	50,9	3 104	40,9
7. Nord-Norge	552	54,9	3 282	43,3
Kjønn				
Kvinner	2 693	50,2	14 873	38,9
Menn	3 463	49,2	20 991	38,8
Ekteskapelig status				
Gift	1 987	50,0	10 891	38,8
Ikke Gift	4 169	49,5	24 973	38,8
Utdanningsnivå				
1. Grunnskole	710	42,7	4 330	32,9
2. Vg, grunn	2 275	47,3	12 509	36,1
3. Vg, avsl.	1 438	53,8	9 323	44,7
4. Påbygging til Vg	174	55,2	1 012	42,8
5. Univ./Høgskole	1 014	55,7	6 414	42,2
6. Uoppgitt/Ingen	545	44,8	2 276	29,5
Ikke-vestlig innvanderer				
Ja	1 471	44,1	6 332	29,5
Nei	4 685	51,4	29 532	40,8

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

For tiltaksgruppen er andelen *lønnstakere* høyere for alle grupperingene av demografiske kjennetegn i tabell C.5 enn for massen av ikke-deltakere.

Tidligere utgitt på emneområdet

Previously issued on the subject

Norges offisielle statistikk (NOS)

Notater

Rapporter (RAPP)

Sosiale og økonomiske studier (SØS)

Økonomiske analyser (ØA)

De sist utgitte publikasjonene i serien Rapporter

Recent publications in the series Reports

- 2005/27 B.K.Wold, M. Kanyuka, E. Rauan, M. Yute, M. Mkwemba, S. Opdahl og R. Johannessen: Tracking Resource and Policy Impact in Malawi. Incorporating Malawi Poverty Reduction Strategy Paper Indicators, Millennium Development Goals & Poverty Monitoring Across Sectors. 2005. 85s. 180 kr inkl.mva. ISBN 82-537-6857-5 .
- 2005/28 B. Hoem: The Norwegian Emission Inventory. Documentation of methodologies for estimating emissions of greenhouse gases and long-range transboundary air pollutants. 2005 159s. 260 kr inkl. mva. SBN 82-537-6859-1
- 2005/29 P. Schøning, J.B.M. Apuuli, E. Menyha og E.S.K. Muwanga-Zake: Handheld GPS Equipment for Agricultural Statistics Surveys. Experiments on area-measurements done during fieldwork for the Uganda Pilot Census of Agriculture, 2003. 2005. 24s. 155 kr inkl.mva. ISBN 82-537-6864-8
- 2005/30 B.Olsen og M.Thi Van: Funksjonshemmede på arbeidsmarkedet Rapport fra tilleggsundersøkelse til Arbeidskraftundersøkelsen (AKU) 2. kvartal 2005. 2005. 55s.180 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6866-4
- 2005/31 A. Snellingen Bye, G.I. Gundersen, T. Sandmo og G. Berge. Jordbruk og miljø. Resultatkontroll jordbruk 2005. 2005. 108s. 210 kr inkl.mva. ISBN 82-537-6868-0
- 2005/32 L. Belsby, A. Holmøy, R. Johannessen, E. Røed Larsen, L.Sandberg, L.Solheim og D.E.inar Sommervoll: Leiemarkedsundersøkelsen 2005. 2005. 73s. 180 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6876-1
- 2005/33 T. Hægeland, L.J. Kirkebøen, O. Raaum og K.G. Salvanes: Skolebidragsindikatorer. Beregnet for avgangskarakterer fra grunnskolen for skoleårene 2002-2003 og 2003-2004. 2005. 36s. 155 kr inkl.mva. ISBN 82-537-6878-8
- 2005/34 J.E. Finnvold og J. Svalund: Pasienterfaringer i allmennlegetjenesten før og etter fastlegeordningen. Del I Kronikeres erfaringer. Del II Kapasitetsforskjeller hos allmennlegene. 2005. 35s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6882-6
- 2005/35 T. Sandnes: Fordelingen av økonomiske ressurser mellom kvinner og menn. Inntekt, sysselsetting og tidsbruk. 2005. 42s. 155 kr inkl.mva. ISBN 82-537-6888-5
- 2005/36 T. Hægeland, L.J. Kirkebøen, O. Raaum og K.G. Salvanes: Skolebidragsindikatorer for Oslo-skoler. Beregnet for avgangskarakterer fra grunnskolen for skoleårene 2002-2003 og 2003-2004. 2005. 46s. 155 kr inkl. mva. ISSN 0806-2056.
- 2005/37 B. Halvorsen, B.M. Larsen og R. Nesbakken: Norske husholdningers energiforbruk til stasjonære formål 1960 - 2003. En diskusjon basert på noen analyser i Statistisk sentralbyrå. 55s. 180 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6902
- 2005/38 I. Texmoen og N.M. Stølen: Arbeidsmarkedet for helse- og sosialpersonell fram mot år 2025. Dokumentasjon av beregninger med HELSEMOD 2005. 2005. 43s.155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6903-2
- 2005/39 B. Olsen: Flyktninger og arbeidsmarkedet 4. kvartal 2004. 2005. 32s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6905-9
- 2005/40 B.M. Larsen og R. Nesbakken: Temperatorkorrigert formålsfordeling av husholdningenes elektrisitetsforbruk i 1990 og 2001. 2005. 29s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6907-5
- 2005/41 A.C. Bøeng: Energibruk i husholdninger 1930 - 2004 og forbruk etter husholdningstype. 2005. 54s. 180 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6911-3
- 2006/1 I. Johansen: Konsumprisindeks for Svalbard 2005. 2006. 36s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6914-8
- 2006/2 T.H. Cristensen, E. Eide og A. Thomassen: Konsumprisindeks for Svalbard 2005. 2006. 43s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-6914-8