

Rapport
5/2006

**Analyse av
aldersdifferensiert
arbeidsgiveravgift**

Gaute Ellingsen
Knut Røed



*Stiftelsen Frichsenteret for samfunnsøkonomisk forskning
Ragnar Frisch Centre for Economic Research*

Analyse av aldersdifferensiert arbeidsgiveravgift

Gaute Ellingsen
Knut Røed

Sammendrag: Sommeren 2002 ble det innført en ordning med fire prosentpoeng lavere arbeidsgiveravgift for arbeidstakere over 62 år. I denne rapporten undersøker vi om avgiftsreduksjonen påvirket sysselsettingsmønster og arbeidsledighet blant eldre arbeidstakere. Vi finner at det var en statistisk signifikant reduksjon i overgangsraten ut av arbeidslivet for aldersgruppen som ble omfattet av reformen, relativt til noe yngre arbeidstakere. Denne reduksjonen gjaldt imidlertid i første rekke overganger fra sysselsetting til uføretrygd, og vi er usikre på om dette i sin helhet kan tilskrives den reduserte arbeidsgiveravgiften eller om utviklingen (også) kan forklares av samtidige endringer i rutinene for tilståelse av uføretrygd. Vi finner ingen effekt av den nedsatte arbeidsgiveravgiften på sannsynligheten for at eldre arbeidssøkere skal få nytt arbeid.

Nøkkelord: seniorpolitikk, arbeidsgiveravgift, arbeidstilbud

Kontakt: knut.roed@frisch.uio.no, www.frisch.uio.no, tlf 22 95 88 13

Arbeidet med denne rapporten er utført innenfor rammen av et strategisk instituttprogram for arbeidsmarkeds- og trygdeforskning, finansiert av Arbeids- og inkluderingsdepartementet og Finansdepartementet, og prosjektet "Eldres velferd og arbeidsmarkedstilknytning", finansiert av Norges Forskningsråd.

* Takk til Bernt Bratsberg, Erik Hernæs, Arne Kolstad, og Arnulf Leirpoll for nyttige kommentarer til tidligere utkast.

ISBN-13: 978-82-7988-068-4

ISBN-10: 82-7988-068-2

ISSN 1501-9721

1. INNLEDNING - BAKGRUNNEN FOR REFORMEN	3
2. EN TEORETISK TILNÆRMING TIL DIFFERENSIERT ARBEIDSGIVERAVGIFT	4
3. EMPIRISK EVALUERING AV REFORMENS EFFEKT	9
3.1 DATA	10
3.2 VEIER UT AV ARBEIDSLIVET	11
3.2.1 SAMLET OVERGANG UT AV ARBEIDSLIVET	19
3.2.2 OVERGANG FRA ARBEID TIL LEDIGHET	21
3.2.3 OVERGANG TIL UFØREPENSJON, AFP – OG ”ANNET”	24
3.3 VEIER TILBAKE I ARBEID	28
4. AVSLUTTENDE BEMERKNINGER	33
5. REFERANSER	34

1. Innledning - Bakgrunnen for reformen

Stortinget vedtok, i forbindelse med sin behandling av Sttingsproposisjon nr. 1 Tillegg nr. 1 (2001-2002), å redusere arbeidsgiveravgiften for arbeidstakere som er 62 år eller eldre med fire prosentpoeng fra 1. juli 2002. Det uttalte målet med en slik aldersdifferensiert arbeidsgiveravgift (heretter: reformen) var å ”stimulere arbeidsgivere til å holde på og rekruttere eldre arbeidstakere, slik at yrkesdeltakelsen blant eldre kan øke”. Den samme sttingsproposisjonen fastslår også at ”hvis tiltaket gir ønsket effekt, vil regjeringen vurdere å foreslå ytterligere reduksjon av arbeidsgiveravgiften for denne arbeidstakergruppen”. Hensikten med denne rapporten er å vurdere hvorvidt reformen har oppnådd den tilsktede effekten.

Aldersdifferensiering av arbeidsgiveravgiften til fordel for eldre arbeidstakere må antas å bygge på en oppfatning om at vi står overfor spesielt store utfordringer når det gjelder å holde på og rekruttere disse arbeidstakerne. Som det vil komme frem i denne rapporten er det ingen klar sammenheng mellom alder og sannsynlighet for å miste jobben blant arbeidstakere over 50 år. Imidlertid svekkes sannsynligheten for å komme tilbake i jobb, dersom man først har blitt arbeidsledig, dramatisk etter hvert som man blir eldre.¹ Samtidig øker sannsynligheten for å forsvinne ut av arbeidslivet på annet vis betydelig, særlig gjennom uførepensjon og avtalefestet pensjon (AFP). Det kan på dette grunnlag argumenteres for at det er behov for målrettede tiltak som tar sikte på å bedre situasjonen for akkurat denne gruppen arbeidstakere. Det har lenge vært en prioritert oppgave å bidra til et arbeidsliv som legger til rette for at flest mulig både vil ønske og være i stand til å stå i arbeid frem til ordinær pensjonsalder. Blant annet tar både Sandmanutvalget (NOU 2000: 27) og Førtdispensjoneringsutvalget (NOU 1998: 19) til orde for å stimulere eldre arbeidstakeres yrkesdeltakelse.

Valget av arbeidsgiveravgift som virkemiddel er lettest å begrunne dersom man mener at problemene knyttet til å beholde eldre arbeidstakere i arbeidsstyrken særlig ligger på etterspørselssiden i arbeidsmarkedet. Det er primært arbeidsgiverne som stimuleres med et slikt tiltak, ikke arbeidstakerne. Dette kan umiddelbart framstå som en noe urimelig antagelse, ettersom de viktige kanalene ut av arbeidsmarkedet for eldre arbeidstakere (uføretrygd og AFP) er ordninger som bygger på *individuelle* rettigheter. I begrunnelsen for reformen blir det argumentert for at ”ordningen med avtalefestet pensjon (AFP) gjør det særlig viktig å motivere arbeidsgivere til å rekruttere og holde på arbeidstakere over 62 år.” (St. prp. nr.1 Tillegg nr. 1 (2001-2002)). Umiddelbart er det vanskelig å se hvordan stimulanser overfor arbeidsgivere kan redusere arbeidstakeres tilbøyelighet til å ta ut sin individuelle rett til tidligpensjon. Reformen må imidlertid ses i sammenheng med at det foreligger en frykt for at AFP-ordningen har medvirket til at en del eldre arbeidstakere presses ut av arbeidslivet mot sin vilje, f.eks. i forbindelse med nedbemanningsprosesser. Det foreligger også mange anekdotiske indikasjoner på at arbeidsgivere forsøker å unngå ansettelse av eldre arbeidstakere.²

Selv om det skulle medføre riktighet at den lave yrkesdeltakelsen blant eldre arbeidstakere i noen grad er forårsaket av manglende etterspørsel etter denne type arbeidskraft, er det ikke

¹ Fevang et al. (2004) har tidligere vist at arbeidstakere i slutten av femtiårene som mister jobben, ”og som ikke meget raskt kommer tilbake i arbeid, har liten sannsynlighet for å komme tilbake i arbeid igjen i det hele tatt”.

² En av de mer beskrivende kommentarene kan tilskrives Kristin Brobakke, Hydros personalsjef, som nylig uttalte om personer over 60 år at ”eg trur ikkje det har skjedd at me har tilsett folk med så høg alder. Me treng folk med den nyaste kompetansen.” ”Eldre får ikkje jobb”, NRK 18.01.2006.

opplagt at redusert arbeidsgiveravgift vil oppnå den tilsiktede effekten. Dette kommer an på hvordan avgiftsreduksjonen til syvende og sist blir fordelt mellom arbeidsgivere og arbeidstakere gjennom lønnsdannelsen. På lang sikt kan det argumenteres for at skattebyrdens fordeling er uavhengig av hvem som pålegges skatten, dvs. at arbeidsgiveravgift og inntektsskatt påvirker arbeidsmarkedet på akkurat samme måte. På kort og mellomlang sikt er det imidlertid grunn til å anta at det har betydning hvem som betaler skatten/avgiften.

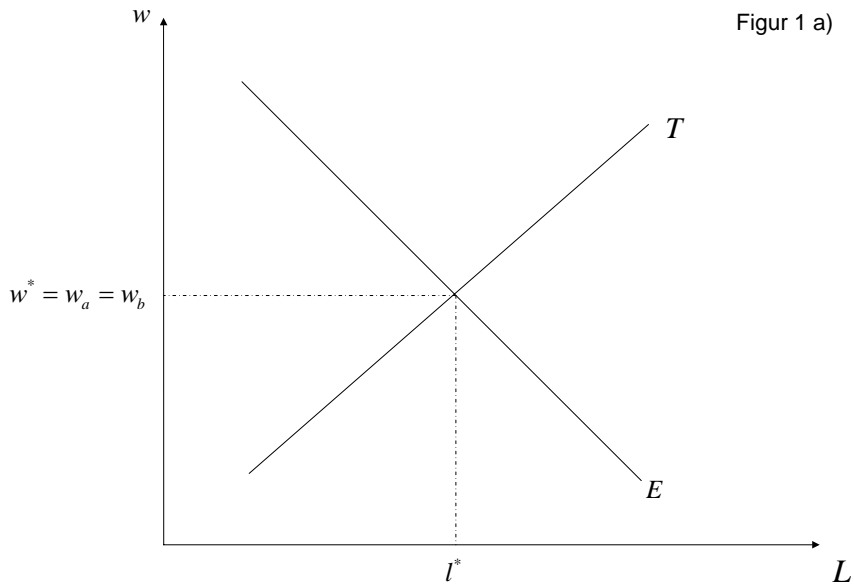
Reformen som evalueres i denne rapporten innebærer altså en reduksjon i arbeidsgiveravgiften med fire prosentpoeng for arbeidstakere over 62 år. I praksis omfattes ikke arbeidstakere bosatt i arbeidsgiveravgiftsone V (Nord-Troms og Finmark), ettersom arbeidsgiveravgiften i dette området allerede er satt til null. Statsansatte ble av praktiske grunner ikke omfattet av ordningen de første årene. Reformen ble i St.prp. nr. 1 Tillegg nr. 1 (2001-2002) anslått å medføre et årlig provenytap på rundt 720 mill. Siden den gang har imidlertid antallet eldre over 62 år økt med om lag 23 prosent. De neste årene vil vi oppleve en enda sterkere vekst i denne aldersgruppen. Det årlige provenytapet må derfor antas å ligge betydelig over 1 mrd kroner i årene som kommer.

Vi analyserer i denne rapporten utviklingen i aldersspesifikke overgangssannsynligheter mellom tilstandene "arbeid" og "ikke-arbeid", med det formål å finne ut om eventuelle endringer kan tilskrives reformen. Resultatene våre gir ikke grunnlag for å påvise noen klar og entydig effekt av reformen. Vi finner en viss støtte for at reformen har redusert den totale overgangsraten ut av arbeid, men dette er hovedsakelig knyttet til endringer i tilgangen til uførepensjon, og kan således tenkes å skyldes et tidsmessig sammenfall med endringer i andre lover og regler (se side 12). For overgang fra ledighet tilbake til arbeid finner vi ingen signifikant effekt. Det er imidlertid på sin plass å gjøre oppmerksom på at disse resultatene er basert på et datamateriale begrenset i tid fram til utgangen av 2003. Materialet er såpass tynt at det ville vært vanskelig å "avsløre" en liten effekt av reformen, selv om den hadde vært der.

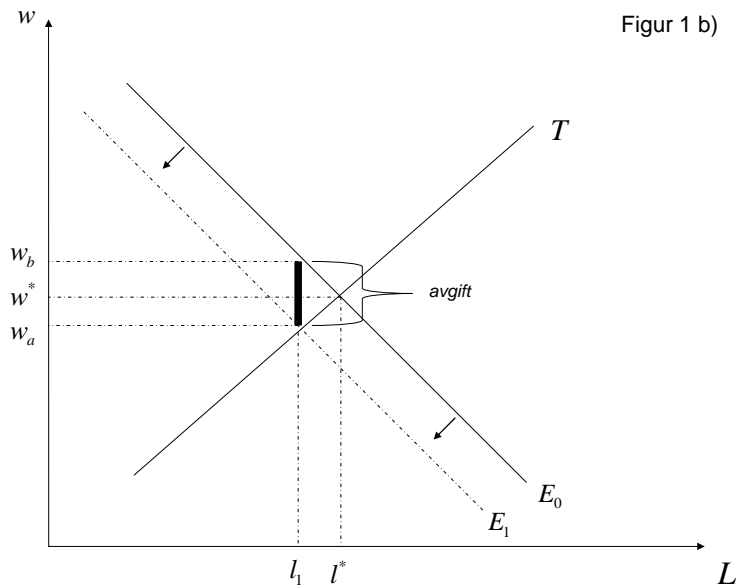
Denne rapporten er i hovedsak viet til en presentasjon av de empiriske resultatene. Først vil vi imidlertid antyde hvilke effekter reformen kan forventes å ha ut ifra et enkelt teoretisk rammeverk.

2. En teoretisk tilnærming til differensiert arbeidsgiveravgift

Som et utgangspunkt for en teoretisk diskusjon vedrørende mulige virkninger av arbeidsgiveravgift, beskriver vi først hvordan lønn og sysselsetting blir bestemt i et marked med perfekt konkurranse der det ikke finnes noen skatter eller avgifter. Vi tenker oss at etterspørselen etter arbeidskraft avhenger negativt av lønnsnivået, mens tilbudet av arbeidskraft avhenger positivt av lønnsnivået. I et marked med perfekt konkurranse ville lønn og sysselsettingsnivå være gitt ved skjæringspunktet mellom tilbuds- og etterspørselskurvene for arbeidskraft. Som illustrert i Figur 1 a) tilsvarer dette et sysselsettingsnivå \bar{l}^* , til likevektslønnen w^* . Det er verdt å merke seg at i dette tilfellet vil beløpet som betales av arbeidsgiveren, w_b , være identisk med lønnen arbeidstakeren mottar, w_a .



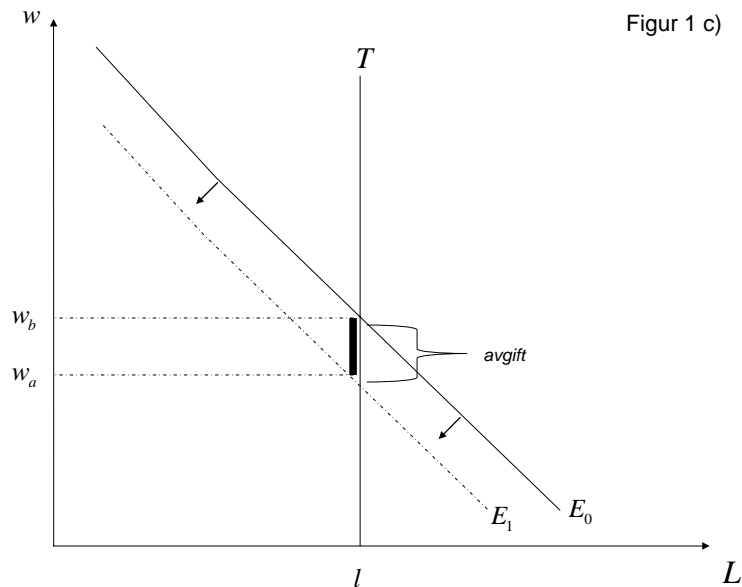
Arbeidsgiveravgiften utgjør en skatt på arbeid som betales av arbeidsgiveren. Skattebeløpet blir beregnet ut fra arbeidstakerens lønn. Introduksjonen av en avgift vil i dette rammeverket fungere som en "kile" mellom tilbud og etterspørsel. I Figur 1 b) er dette illustrert som et skift i etterspørselskurven fra E_0 til E_1 . Skiftet i etterspørselskurven medfører at arbeidstakerens lønn faller til w_a , mens arbeidsgiveren må betale w_b . Til disse prisene vil arbeidsgiverne etterspørre, og arbeidstakerne tilby, arbeidskraft tilsvarende sysselsettingsnivået l_1 . Som vi ser medfører dette en sysselsettingsreduksjon sammenlignet med likevektsnivået l^* .



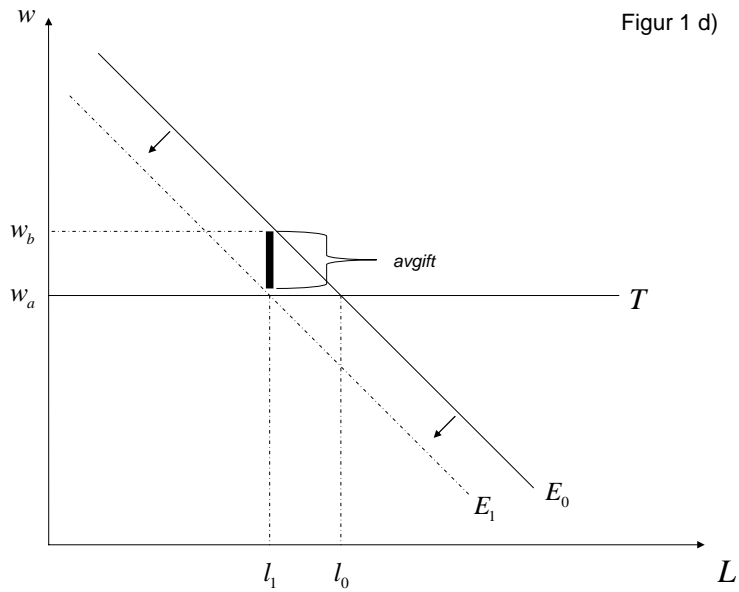
Her er det også verdt å merke seg at arbeidsgiveravgiften i realiteten deles mellom arbeidsgiver og arbeidstaker. Dette fenomenet kalles overveltning og illustrerer at det i teorien ikke spiller noen rolle hvorvidt skattebyrden *formelt sett* legges på arbeidsgiver eller

arbeidstaker. Hvordan skatter og avgifter i praksis fordeles mellom partene i arbeidslivet har lenge vært gjenstand for faglig diskusjon. I dette rammeverket er det tilbuds- og etterspørselskurvenes helning (elastisitet) som avgjør hvordan regningen til syvende og sist fordeles. Videre viser figuren at avgiften i tillegg til de inntektene den genererer til staten (tilsvarende arealet $I_1 (w_b - w_a)$), også medfører et effektivitetstap, som i figuren tilsvarende arealet av trekanten mellom "kilen" og det opprinnelige likevektspunktet.

For å illustrere betydningen av kurvenes elastisiteter inkluderer vi også to figurer som viser virkningen av en avgift gitt ulike tilbuds- og etterspørselskurvenes elastisitet (variasjoner i etterspørselskurvens elastisitet ville ha tilsvarende effekter). Figur 1 c) viser effekten av en avgift gitt at tilbudet av arbeidskraft er upåvirket av lønnsnivået. Dette er et ekstremtilfelle hvor tilbudet av arbeidskraft er fullstendig uelastisk med tanke på lønn. Som vi ser medfører dette at arbeidsgiveren kan velte hele avgiftsbeløpet over på arbeidstakerne i form av redusert lønn. Dermed påvirkes ikke arbeidsgiverens lønnsutgifter, og sysselsettingen forblir uendret.



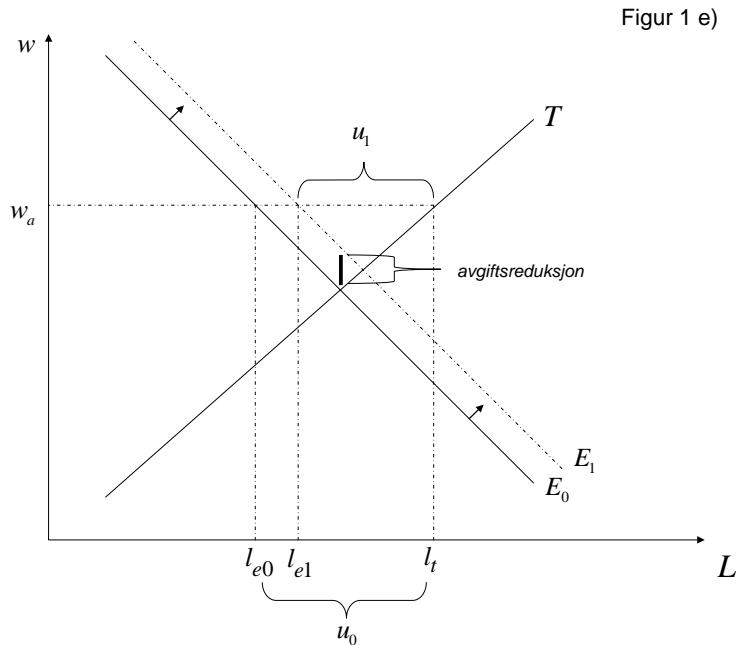
Figur 1 d) illustrerer det motsatte ekstremtilfellet hvor tilbudet av arbeidskraft er uendelig elastisk med tanke på lønn. Ettersom ingen er villige til å jobbe dersom lønnen reduseres med så mye som et øre, er overveltning umulig og arbeidsgiverne må dermed bære den hele og full kostnaden av avgiften. Til denne prisen vil arbeidsgiverne etterspørre mindre arbeidskraft, og sysselsetningsnivået reduseres dermed fra l_0 til l_1 .



Avgiftens effekt på sysselsettingsnivået avhenger altså av hvor sensitivt tilbudet av og etterspørselen etter arbeidskraft er i forhold til lønnsnivået. For at en redusert arbeidsgiveravgift skal kunne resultere i høyere sysselsetting innenfor en slik modell må både tilbudet av og etterspørselen etter arbeidskraft være elastisk. Effekten på sysselsettingen blir større jo mer elastiske disse kurvene er (dvs. jo flattere helning de har). Hvilken side av arbeidsmarkedet som skattlegges (arbeidstakere eller arbeidsgivere) er irrelevant, ettersom fordelingen blir fastlagt av markedet (Dalton, 1936). Det antas ofte at tilbudskurven av arbeidskraft er vertikal (eller tilnærmet vertikal) på lang sikt. Dette innebærer at vi over tid vil forvente at endringer i arbeidsgiveravgiften vil bli nøytralisert av endringer i lønnsnivået, og at sysselsettingsnivået vil være uforandret. Dette utelukker imidlertid ikke at avgiftsendringer kan ha (stor) betydning på kort og mellomlang sikt.

En viktig tilleggsårsak til at arbeidsgiveravgiften kan påvirke sysselsettingen er at lønnsdannelsen i Norge ikke finner sted i et perfekt marked som alltid klareres. Dersom lønnen av en eller annen grunn fastsettes høyere enn det nivået som sikrer likhet mellom tilbud av og etterspørsel etter arbeidskraft, vil det oppstå en situasjon med arbeidsledighet. En slik situasjon er skissert i Figur 1 e). Til lønnen w_a er mengden arbeidskraft som blir tilbudt lik l_t , mens arbeidsgiverne bare etterspør l_e . Differansen mellom disse to utgjør arbeidsledigheten. Det kan være mange grunner til at lønnen "setter seg fast" på et nivå som er høyere enn det som skal til for å sikre alle jobb, f.eks. at arbeidsgiverne bruker lønna for å motivere til høy innsats (effektivitetslønn) eller at fagforeninger med markedsrett foretar en avveining mellom lønnsnivå og ledighetsrisiko. For eldre arbeidstakere kan det i tillegg finnes en spesiell grunn til at dette inntreffer, nemlig at lønnsavtalene kan være mer ansiennitetsstyrt enn det produktivitetsutviklingen gir grunnlag for. Som et resultat av dette kan det oppstå situasjoner der eldre arbeidstakere har "rett på" en høyere lønn enn det deres produktivitet strengt tatt tilsier. Dersom arbeidstakernes lønn for en kortere eller lengre tid er "frost fast" på nivået w_a i Figur 1 e) er det åpenbart at en redusert arbeidsgiveravgift vil redusere arbeidsledigheten og øke sysselsettingen. Dette er illustrert ved det positive skiftet i

etterspørselskurven etter arbeidskraft. Ved å redusere arbeidsgiveravgiften økes etterspørselen av arbeidskraft fra l_{e0} til l_{e1} og arbeidsledigheten faller fra u_0 til u_1 .



I dette tilfellet er den positive sysselsettingseffekten av redusert arbeidsgiveravgift betinget av at det ikke finner sted full overveltning i form av høyere lønn for arbeidstakerne. I den grad det finner sted delvis overveltning vil sysselsettingseffekten bli redusert. Hvis vi derimot antar at den lave sysselsettingen blant eldre arbeidstakere primært er forårsaket av sviktende tilbud (f.eks. fordi eldre arbeidstakere har tilgang til svært gunstige tidligpensjonsordninger), kan det tenkes at det egentlig er overskuddsetterspørsel etter eldre arbeidskraft. I så fall trenger vi å øke lønna for eldre arbeidstakere for å få opp sysselsettingen. En eventuell overveltning av den reduserte arbeidsgiveravgiften vil i dette tilfellet virke gunstig på sysselsettingen. Det som i dette tilfellet trengs er jo nettopp å gjøre jobbene mer lønnsomme for arbeidstakerne. Men dersom dette ble ansett å være hovedproblemet bak den lave sysselsettingen blant eldre arbeidstakere virker det ulogisk å benytte redusert arbeidsgiveravgift som virkemiddel. Lavere skatt på arbeidsinntekter (eller mindre gunstige tidligpensjonsordninger) ville da framstått som et langt mer treffsikkert virkemiddel.

Eksisterende empirisk forskning tyder på at det i hvert fall på kort sikt har relativt stor betydning om skattelettelser tildeles arbeidsgivere eller arbeidstakere. Det synes å ta lang tid før eventuelle endringer i arbeidsgiveravgiften er fullt ut "bakt inn" i arbeidstakernes lønnsnivå. En gjennomgang av eksisterende norsk empiri (Hervik et al., 2001) konkluderer med at overveltningen til arbeidstakerne av nasjonale avgiftsendringer er i størrelsesorden 70-80 prosent på lang sikt, men at det på kort sikt er vanskelig å identifisere signifikante overveltningseffekter i det hele tatt. I forbindelse med differensierte avgiftsendringer (for avgrensede arbeidstakergrupper) er det grunn til å forvente mindre overveltning, ettersom lønnsdannelsen i Norge er relativt sentralisert. De fleste norske studier som har analysert overveltningseffekter av regionalt differensierte endringer finner også at overveltningseffektene er lave. Grad av overveltning må også antas å variere mellom ulike sektorer av økonomien, ettersom konkurranseutsatte næringer i mindre grad kan velte avgiftsendringer over i prisene enn skjermede næringer. Ulikheter mellom sektorer, og mellom ulike typer arbeidstakere, er også sentralt i en rapport som utreder konsekvensene av at arbeidsgiveravgiften i Frankrike har blitt redusert for lavtlønnede arbeidstakere (Malinvaud

1998). Malinvaud understreker i denne sammenheng at den fulle effekten av en slik reform først vil gjøre seg gjeldende om 10 til 20 år, og anslår at det i dette spesifikke tilfellet trolig er snakk om en 2 prosents økning av sysselsettingen over 10 år. Det lange tidsperspektivet er et resultat av at både lønn, sysselsettingsnivå, investeringstakt og produktpriser er størrelser som tillempes over tid i samspill mellom markedets aktører. I det lange løpet, med fleksible priser, vil det være arbeidstakerne som bærer kostnaden av arbeidsgiveravgiften. Det er imidlertid grunner til å anta at lønnsnivået ikke er helt fleksibelt, selv på lang sikt, ettersom fagforeninger og velferdsordninger fungerer som et effektivt lønnsulv. I en studie av Norges erfaring med geografisk differensiert arbeidsgiveravgift konkluderer Stølen (1996) at slike tiltak "has obviously been beneficial for employment in these areas as less than 20 per cent of the reduction is passed over into higher wages in a single region".

I likhet med Malinvaud tar også Nickell og Bell (1996) for seg muligheten for å bruke reduksjoner i arbeidsgiveravgiften for å redusere utsatte gruppers arbeidsledighet. De finner at effekten av denne type subsidier er begrenset, men at de like fullt kan utgjøre et viktig bidrag. Til forskjell fra "vår reform" er reformen som Nickell og Bell studerer rettet mot en målgruppe som kjennetegnes ved lave kvalifikasjoner ("unskilled"). Det kan dermed argumenteres for at disse reformene ikke er direkte sammenlignbare ettersom en reform basert utelukkende på alderskriterier nødvendigvis resulterer i en mer heterogen målgruppe enn hva som er tilfelle dersom man legger mer kvalitative kriterier til grunn. Videre er det verdt å merke seg at subsidiering av arbeidskraft kan ha ulike effekter på overganger *inn* i arbeid enn hva som er tilfelle for overganger *ut* av arbeid. Kramarz og Philippon (2000) bruker en forskjell-i-forskjell metode for å analysere effekten av den allerede nevnte franske reformen. Han finner at en én prosents reduksjon i totale arbeidskraftskostnader reduserer sannsynligheten for overgang fra arbeid til ikke-arbeid med 1,5 prosent. De tilsvarende estimatene for effekten på overgang i motsatt retning er imidlertid små og insignifikante. Selv om det er mange ulikheter mellom eksemplene over og reformen vi tar for oss i denne rapporten, er det likevel verdt å merke seg Malinvauds påminnelse om at det i evalueringen av enhver arbeidsmarkedsreform må tas høyde for at dens effekter endres over tid.

3. Empirisk evaluering av reformens effekt

Reformen tar sikte på å "holde på og rekruttere eldre arbeidstakere" (St.prp. nr. 1 Tillegg nr. 1 (2001-2002)). Den empiriske delen av denne rapporten er derfor todelt og tar sikte på å avdekke hvorvidt reformen har

- a) redusert aldersgruppens sannsynlighet for å forlate arbeidslivet, og
- b) økt sannsynligheten for å komme tilbake i jobb dersom man først har mistet jobben.

Den største utfordringen i arbeidet med å besvare disse spørsmålene er å isolere effekten av reformen fra andre endringer som påvirker både reformens målgruppe og arbeidsstyrken forøvrig. Reformen utgjør ikke et kontrollert eksperiment, og vi kan ikke se bort fra at eventuelle endringer i aldersmønsteret hva angår strømmen inn og ut av arbeidslivet kan skyldes andre forhold enn reformen. Vi forsøker imidlertid å benytte kontrollgrupper for å fange opp, og kontrollere for, utviklingen i slike "andre forhold". Bruken av kontrollgrupper har til hensikt å eliminere endringer forårsaket av annet enn reformen, slik som for eksempel konjunkturendringer. Ettersom deler av Nord-Norge (nærmere bestemt arbeidsgiveravgiftsone V) lenge har vært fritatt for arbeidsgiveravgift, og dermed ikke blir berørt av reformen, utgjør

dette en naturlig kontrollgruppe. Arbeidstakere som er yngre enn 62 år er heller ikke direkte berørt av reformen, og kan derfor også benyttes som kontrollgruppe. Vi har dermed både en aldersbestemt og en geografisk kontrollgruppe som kan gjøre det lettere å måle effekten av reformen. Det vi er på "jakt" etter er påfallende endringer i aldersmønsteret når det gjelder overgangssannsynligheter mellom jobb og ikke-jobb for arbeidstakergrupper som er omfattet av reformen (som vi ikke finner igjen for dem som ikke er omfattet av reformen). Det er imidlertid viktig å presisere at ingen av disse er perfekte kontrollgrupper. Eksempelvis er den geografiske kontrollgruppen i utgangspunktet fritatt for arbeidsgiveravgift nettopp fordi de økonomiske forholdene i det aktuelle området avviker fra landet forøvrig. Også den aldersbestemte kontrollgruppen har betydelige svakheter. For det første er det rimelig å anta at ulike aldersgrupper har ulike egenskaper som vanskelig lar seg observere med utgangspunkt i de tilgjengelige data. For det andre vil kostnadsbesparelsen ved å ansette en 62-åring fremfor en ellers identisk 61-åring fortone seg som en gradforskjell og ikke som en absolutt forskjell. Dette fordi 61-åringen neste år vil være omfattet av reformen, slik at den diskonterte kostnaden av et langvarig ansettelsesforhold vil være lavere også for aldersgrupper som ikke er direkte berørt av reformen. Det er imidlertid rimelig å anta denne virkningen vil være ubetydelig for personer som er vesentlig yngre enn 62 år, slik at f.eks. personer tidlig i 50-årene i liten grad vil være berørt.

3.1 Data

Datamaterialet som ligger til grunn for denne rapporten er hentet fra administrative registre, nærmere bestemt fra Trygdeetaten, Arbeidsmarkedsetaten og Skatteetaten. Informasjonen disse etatene har om sine brukere blir overlevert til Statistisk sentralbyrå, hvor de i noen grad blir bearbejdet. I tillegg krypteres alle direkte identifiserbare kjennetegn før dataene blir utlevert til Frischsenteret. Ved å koble disse datasettene blir det mulig å konstruere konsistente forløpshistorier for hvert enkelt individ. For å konstruere slike historier må det gjøres en del valg knyttet til definisjoner av tilstander, forløp og overganger. I dette kapitlet gir vi en beskrivelse av disse valgene og presiserer hvilke implikasjoner de har både for datamaterialet og for tolkningen av de endelige resultatene.

Noen av registrene oppdateres med et betydelig etterslep. Dette innebærer at vi for analysene som presenteres i denne rapporten kun har hatt fullstendige opplysninger fram til utgangen av 2003. Ettersom reformen først trådte i kraft 1. juli 2002 har vi dermed "bare" 18 måneders datamateriale for å observere eventuelle effekter. Hvorvidt reformens "effektive implementeringsdato" ligger før eller etter denne datoen kan diskuteres. Det kan argumenteres for at forutseende arbeidsgivere ville ta hensyn til avgiftsendringen allerede fra reformen ble vedtatt (oktober 2001). I en studie av en midlertidig geografisk differensiering av arbeidsgiveravgiften i Finland vektlegger Korkeamäki og Uusitalo (2005) slike forventningseffekter. På den andre siden kan det ta tid før arbeidsgivere blir oppmerksomme på avgiftsendringen, og enda lengre tid før de er i stand til å tilpasse seg den. Ettersom disse argumentene trekker i motsatte retninger har vi valgt å benytte den offisielle iverksettelsesdatoen som bruddpunktet i våre estimeringer.

Den korte tiden reformen kan observeres før vi estimerer dens effekt begrenser antallet overganger og gjør dermed at estimatene blir mindre presise enn hva som er ønskelig. I tillegg er det viktig å poengtere at det vi estimerer er korttidseffekten av reformen. Som det ble forklart i den forutgående teoridelen vil reformens effekt avhenge av hvordan

avgiftsreduksjonen blir fordelt mellom arbeidsgiver og arbeidstaker. Ettersom lønn og ansettelsesbeslutninger tillempes over tid, er det ikke gitt at den effekten som her blir estimert er identisk med reformens langtidsvirkning. Hvorvidt reformens effekt vil avta eller tilta i styrke over tid er til syvende og sist et empirisk spørsmål som vi ikke har mulighet til å besvare i dag.

3.2 Veier ut av arbeidslivet

Vi undersøker først hvordan sannsynligheten for å forlate arbeidslivet har endret seg over tid. Det er hensiktsmessig å undersøke både den totale overgangsraten ut av arbeid, samt å se nærmere på hvordan overgangene ut av arbeid fordeler seg mellom ulike former for "ikke-arbeid". Med dette formålet definerer vi fire ulike tilstander som sammen med utfallet "arbeid" fanger opp alle mulige utfall. Hver person befinner seg til enhver tid i én av de følgende tilstandene:

1. Helt arbeidsledig
2. Avtalefestet pensjon (AFP)
3. Uførepensjon
4. Arbeid
5. Annet

Disse tilstandene er gjensidig utelukkende og hierarkisk rangert slik at det ved forekomst av "dobbeltoppføringer" er den tilstanden som står øverst på listen som regnes som personens "hovedtilstand". Eksempelvis vil en person som (ved en feiltakelse) er registrert både som arbeidstaker og helt arbeidsledig, regnes som arbeidsledig. Videre vil en person som er oppført både i arbeidstakerregisteret og som delvis arbeidsledig regnes som arbeidende. Kategorien "Annet" dekker personer som forsvinner fra Arbeidstakerregisteret i løpet av året uten å bli registrert verken som pensjonerte eller arbeidsledige. Den mest nærliggende tolkningen av disse utfallene er personer som av ulike grunner (frivillig) trekker seg ut av arbeidsstyrken, og/eller mangelfulle registerdata.

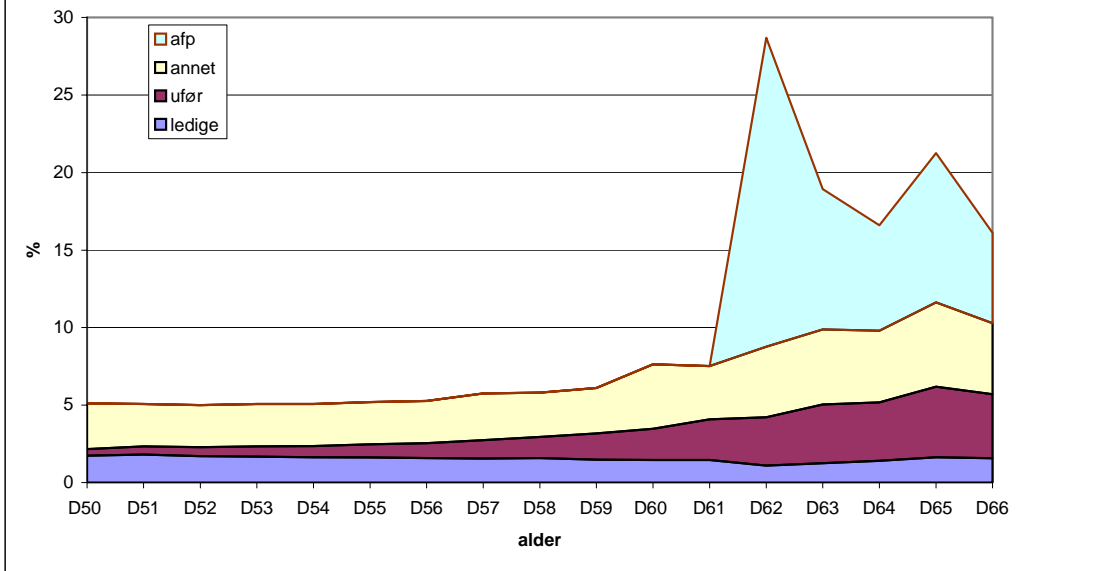
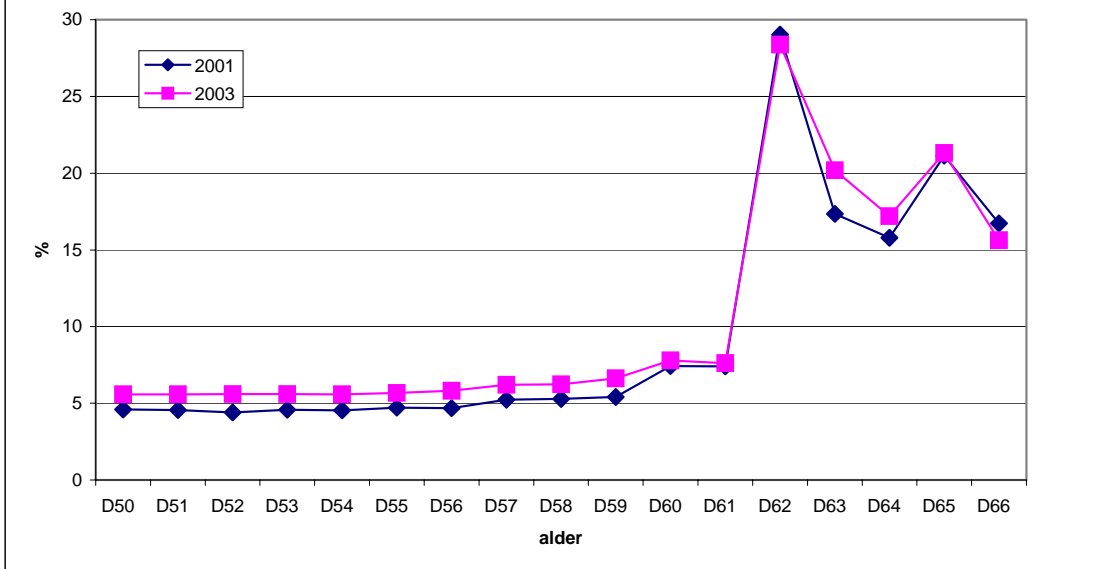
Personene observeres på fire bestemte tidspunkter; ved inngangen og utgangen av 2001 og 2003. Alle som ved inngangen av året ikke står oppført i arbeidstakerregisteret (tilstand 4) tas ut av datasettet. Det samme gjelder personer som dør eller emigrerer i løpet av året. Personer som i observasjonsåret er yngre enn 50 eller eldre enn 67 tas også ut. Det resulterende datasettet består av 907.361 observasjoner, hvorav 47,4% er fra 2001 og de resterende 53,6% fra 2003.

Som en første indikasjon på eldre arbeidstakers situasjon i arbeidslivet, tar vi først en titt på hvordan overgangene ut av arbeid fordeler seg mellom de ulike utfallene (i snitt for de to årene). Dette er illustrert i Figur 2. Som det fremgår av grafen øker sannsynligheten for overgang ut av arbeidslivet med alderen, fra rundt 5 prosent tidlig i 50-årene til nesten 30 prosent for en 62-åring, hvoretter den igjen faller til mellom 15 og 25 prosent årlig. Rent bortsett fra muligheten for avtalefestet pensjon, som først gjør seg gjeldende fra fylte 62 år, er det kategoriene "uførepensjon" og "annet" som står for den største økningen i overgangssannsynlighet etter hvert som arbeidstakerne blir eldre. I kontrast til disse utfallene øker ikke overgangsraten til ledighet med alderen. Det er også verd å merke seg at den årlige overgangsraten til ledighet er svært lav (under 2 prosent) for hele den aldersgruppen vi studerer i denne rapporten. Videre viser Figur 3 a) at den totale overgangsfrekvensen ut av

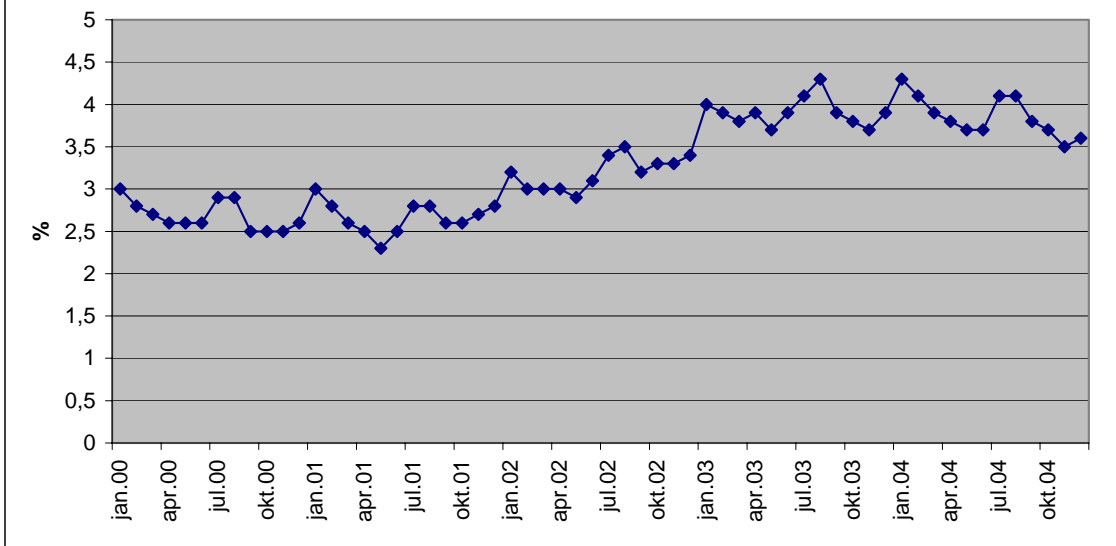
arbeidslivet generelt er høyere i 2003 enn i 2001. Dette gjelder både for vårt utvalg og for befolkningen som helhet. Ideelt sett er det disse aggregerte strømmene ut av arbeidslivet, og spesielt den dramatiske økningen fra fylte 62 år, reformen har til hensikt å begrense. Høyre side av denne figuren indikerer at denne målsetningen ikke har blitt oppnådd. Som vist i Figur 3 b) har dette imidlertid sammenheng med generelt økende arbeidsledighet fra 2001 og 2003, og behøver dermed ikke å bety at reformen har vært mislykket.

Før vi går videre til å beregne individuelle overgangssannsynligheter (med utgangspunkt i en vektor av forklaringsvariabler som gjør nytte av mer enn bare aldersobservasjoner) er det verdt å se nærmere på hvordan sammensetningen av disse aggregerte strømmene har utviklet seg over tid. Figur 4 viser at for eldre arbeidstakere er økningen fra 2001 til 2003 i stor grad relatert til endringer i overgangsraten til avtalefestet pensjon. At overgangsratene til uførepensjon øker med alderen kommer klart frem av Figur 5. Samme figur viser også en overraskende stor reduksjon i overgang til uførepensjon for de aller eldste arbeidstakerne. Ettersom denne reduksjonen bare gjorde seg gjeldende for de aller eldste arbeidstakerne, kan dette være en indikasjon på at den reduserte arbeidsgiveravgiften for denne gruppen faktisk medførte et redusert press på uføretrygden. Det er imidlertid også en mulighet for at den spesielle utviklingen i uføretrygding av eldre arbeidstakere kan ha sammenheng med endringer i praktiseringen av regelverket for tilståelse av uføretrygd. I 2000/2001 ble det iverksatt en innskjerpelse av det såkalte attføringskravet (krav om at attføring skal være vurdert/prøvd før tilståelse av uføretrygd). Dette hadde liten betydning for de aller eldste aldersgruppene, men medførte etter alt å dømme en betydelig reduksjon i tilstrømningen til uføretrygd for personer langt opp i 50-årene. Det ble fastslått at personer under 60 år skulle tilbys attføringsbistand i de fleste tilfellene. I noen grad representerte denne reduksjonen en utsettelse av uføretrygd, hvilket slo ut i økt tilstrømning i 2002 og 2003. Siden selve tilstrømningen ikke berørte de aller eldste fikk heller ikke denne "oppnopningseffekten" noen særlig betydning for gruppen over 62 år. Vi kan derfor ikke se bort fra at det tilsynelatende fallet i tilstrømning til uføretrygd for de aller eldste (relativt til andre aldersgrupper), skyldes at disse i mindre grad ble "rammet" av tilstrømningen i 2001.³ I vår analyse vil personer som deltar på attføringstiltak bli tilordnet en overgang til tilstanden "annet". Figur 6 illustrerer de aldersspesifikke overgangsratene disse to tilstandene (uføretrygd og "annet") samlet. Vi ser at den tilsynelatende reduksjonen i overgangsraten for de eldste aldersgruppene nå er betraktelig redusert. Det er derfor nærliggende å anta at deler av den særskilte reduksjonen i uføretrygd for de aller eldste fra 2001 til 2003 har sammenheng med regelendringer knyttet til hvilke av disse to tilstandene som realiseres, snarere enn i endret arbeidsgiveravgift.

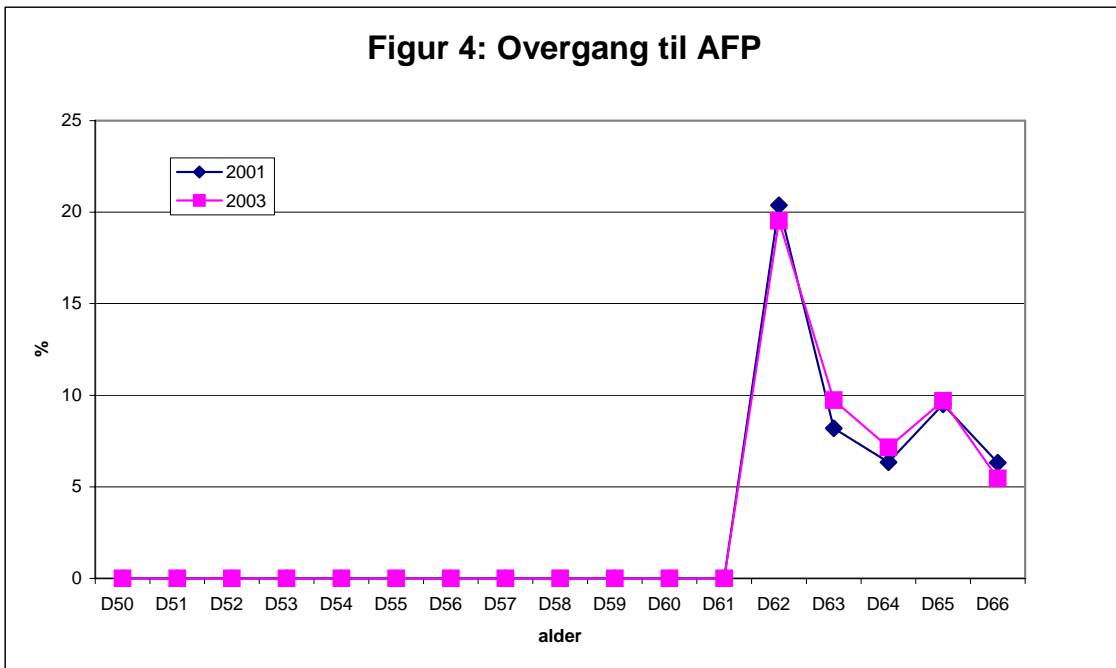
³ En alternativ forklaring kunne være endringer i overganger forut for våre observasjonstidspunkter. 65- og 66-årige arbeidstakere er en svært selektert gruppe ettersom mange arbeidstakere forlater arbeidslivet før de når denne alderen. Endringer i denne seleksjonsprosessen ville påvirke utvalgets sammensetning og kan ha medvirket til de observerte endringene i overgangsrater. Ved å følge personene i utvalget bakover i tid kan vi imidlertid konstatere at seleksjonsprosessen ikke har endret seg nevneverdig over tid. Eksempelvis har andelen av 65- og 66-åringers jevnaldrende kollegaer som forsvant ut av arbeidslivet i løpet av de foregående fem år holdt seg stabil fra 2001 til 2003 (på rundt 56 prosent).

Figur 2: Fordeling mellom ulike utfall (snitt 2001 og 2003)**Figur 3 a): Samlet overgang ut av arbeidslivet**

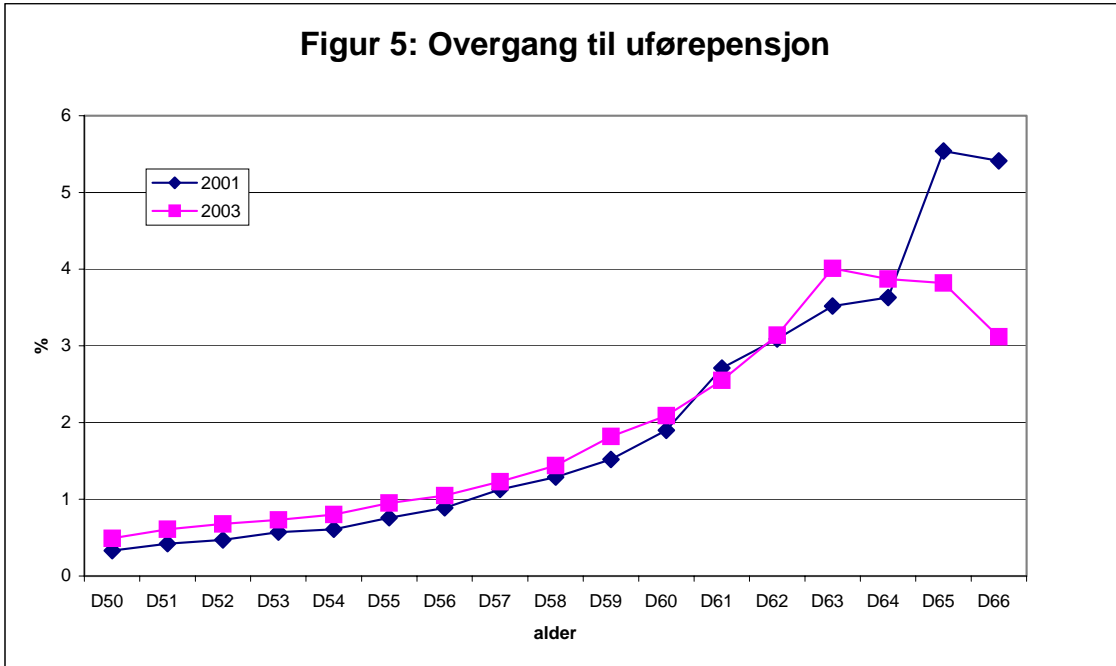
Figur 3 b) : Registrerte helt arbeidsledige ved månedens utgang, landsgjennomsnitt (Kilde: SSB)



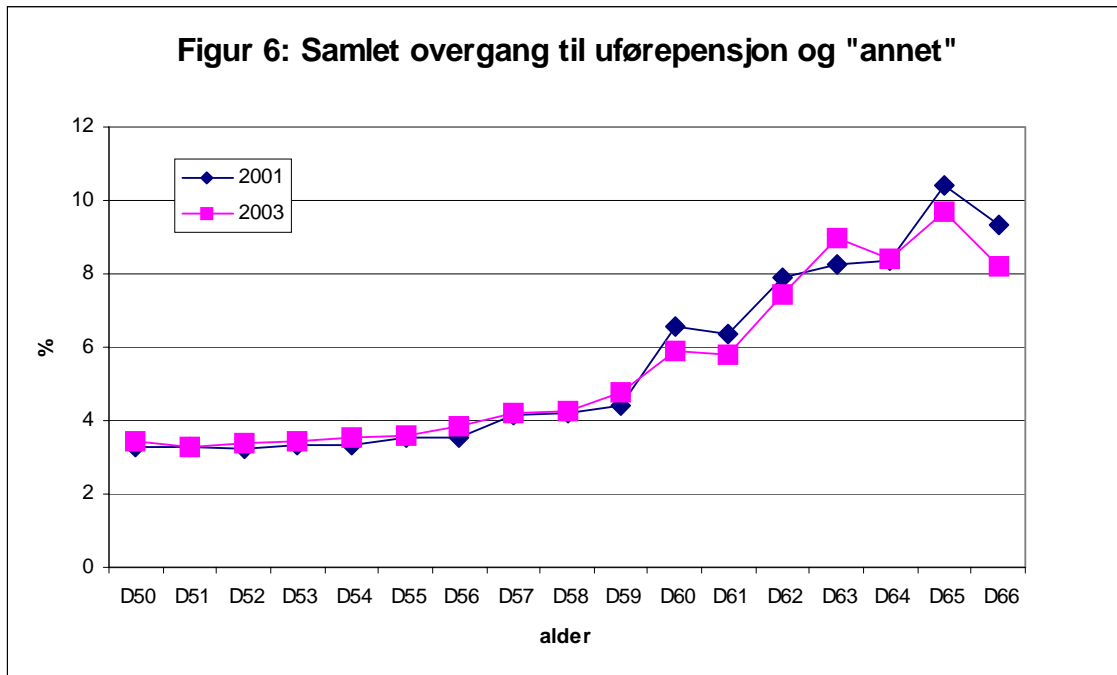
Figur 4: Overgang til AFP

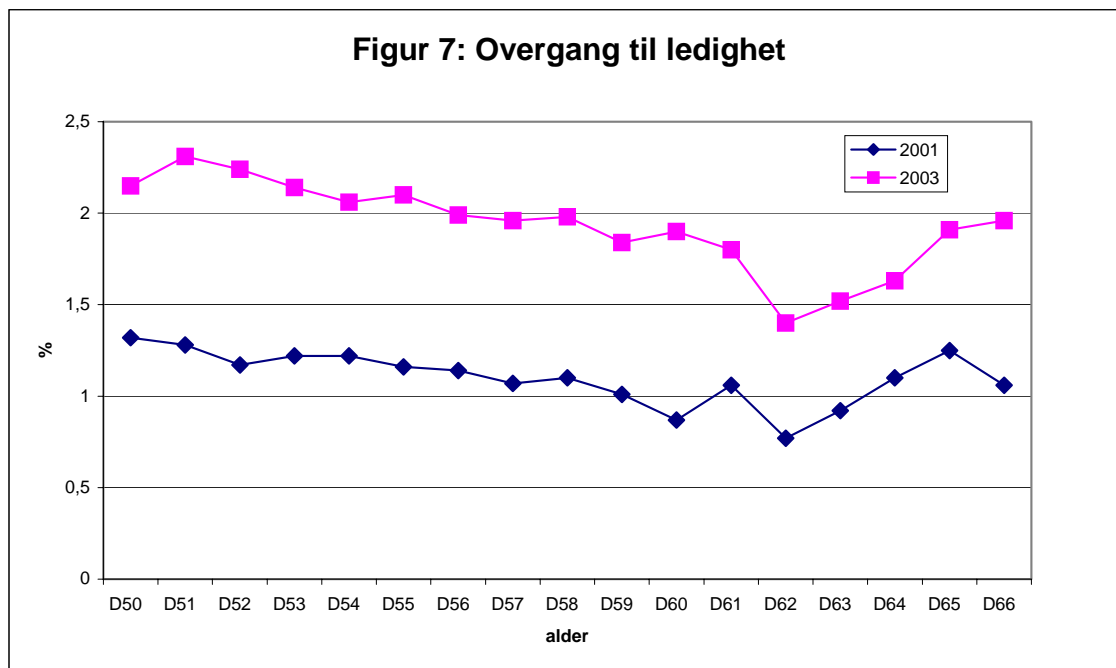


Figur 5: Overgang til uførepensjon

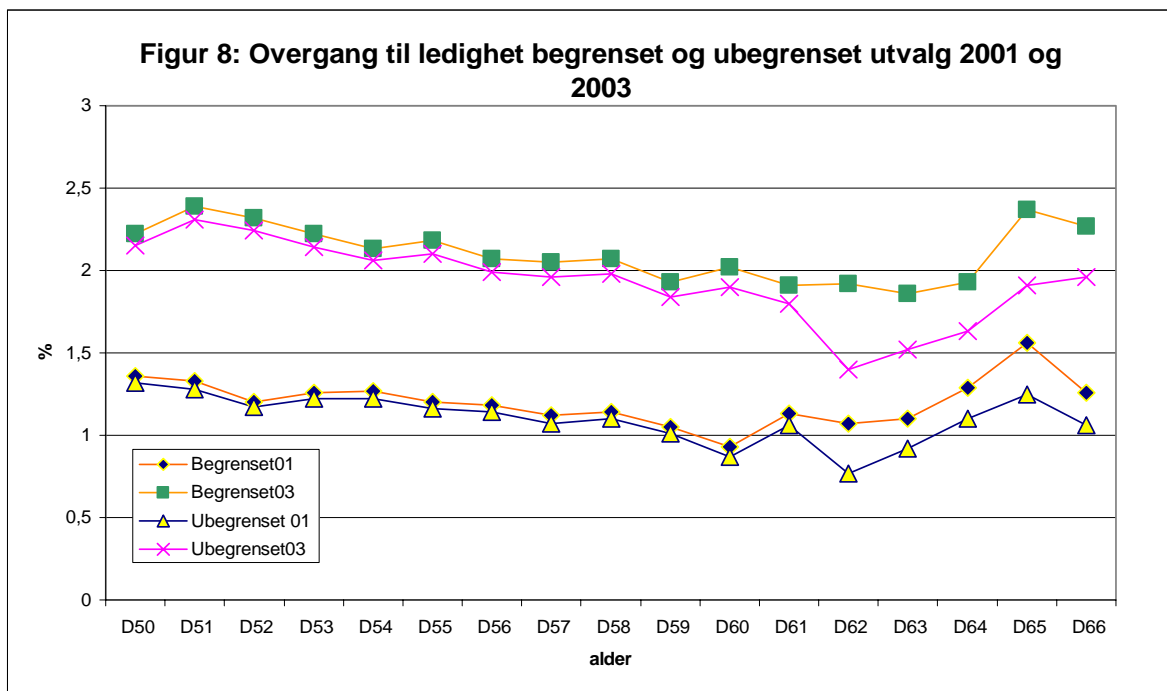


Figur 6: Samlet overgang til uførepensjon og "annet"





I figur 7 ser vi nærmere på overgangsfrekvenser til arbeidsledighet. Figuren antyder at sannsynligheten for overgang til ledighet synker med alderen. Dette skyldes antakeligvis at økt ansiennitet gir tryggere arbeidsforhold, samt at denne aldersgruppen har høyere sannsynlighet for å forsvinne ut av arbeidslivet på andre måter. Videre har overgangsratene økt med om lag ett prosentpoeng fra 2001 til 2003. Det er verdt å merke seg at overgangsratene har økt noe mindre for arbeidstakere over 62 enn hva som er tilfelle for utvalget som helhet. Dette kan indikere at reformen har oppnådd sin tilsiktede effekt. Denne innsnevringen mellom 2001- og 2003-kurven kan imidlertid også skyldes at eldre arbeidstakere har flere "veier ut" enn utvalget som helhet, og at overgangsraten til ledighet dermed påvirkes av utviklingen i de resterende overgangsratene. For å sjekke robustheten av denne første indikasjonen på at reformen har bedret eldre arbeidstakers situasjon, plotter vi derfor en tilsvarende figur etter først å ha luket ut alle personer som har andre utfall enn "arbeid" eller "ledighet". Resultatet er vist i Figur 8, hvor de opprinnelige linjene fra foregående figur er beholdt for sammenlignings skyld.



Den alternative utvalgsdefinisjonen påvirker i liten grad overgangsratene for arbeidstakere under 61 år. Fra og med fylte 62 gir dette imidlertid store utslag. Dette er ikke overraskende, ettersom 62 år er den nedre aldersgrensen i AFP-ordningen. Figuren viser tydelig at virkningen av å begrense utvalget til personer som ikke trekker seg ut av arbeidsstyrken er større i 2003 enn i 2001. Dette kan tyde på at AFP-ordningen i økende grad har blitt benyttet som et alternativ til arbeidsledighet. Det er imidlertid fortsatt en viss tendens til at økningen i ledighet er noe mindre for personer over 62 år enn for personer under 62 år. Dette kan tyde på at den reduserte arbeidsgiveravgiften for den førstnevnte gruppen kan ha hatt en viss betydning.

For å undersøke utviklingen i overgangssannsynligheter ut av arbeid mer formelt bruker vi en statistisk modell for å forklare de ulike overgangene i arbeidsmarkedet, der vi kan kontrollere for individuelle kjennetegn så vel som endringer i arbeidsmarkedet. For dette formål estimerer vi såkalte logit-modeller, der sannsynligheten for at en overgang skal finne sted er formulert på følgende måte:

$$P(\text{overgang av type } k) = \frac{1}{1 + \exp(-\beta_{k1} - x' \beta_{k2})} \quad (1)$$

Vektoren av forklaringsvariabler x består av dikotome variabler for alder, kjønn, utdanning, landsdel, arbeidserfaring, observasjonsår, samt en variabel, kalt Reform, som ved å kombinere kalendertid og geografi fanger opp alle som er direkte berørt av reformen dersom de oppfyller reformens alderskriterium. Variabelen tar verdien 1 for alle observasjoner gjort i 2003 gitt at vedkommende ikke er bosatt i arbeidsgiveravgiftsone V (ettersom dette geografiske området i hele perioden har vært fritatt for arbeidsgiveravgift og dermed ikke berøres av reformen). Ved å multiplisere denne variabelen med dummy-variabler for alder oppnår vi de samspillseffektene som her er av særlig interesse. Ved å bruke 50-åringer som referansegruppe vil disse samspillsvariablenes koeffisienter angi hvordan reformen har

påvirket de enkelte aldersgruppene relativt til 50-åringer. Ettersom 50-åringer ikke vil være omfattet av reformen før (eventuelt) om 12 år, antas disse å være upåvirket slik at de utgjør en god referansegruppe. For eldre arbeidstakere antas derfor disse samspillsvariablene å gjenspeile eventuelle effekter av reformen. Eksempelvis vil koeffisientestimatet for samspillsvariabelen $D62 * \text{Reform}$ angi reformens effekt på en 62-årings overgangssannsynlighet *relativt til en 50-åring*. Ettersom 50-åringer antas upåvirket vil det være rimelig å tolke dette som reformens effekt på en 62-åring.

Aldersdummiene fanger opp effekten av å tilhøre et bestemt årskull. Det er totalt 17 aldersdummier, én for hvert årskull i alderen 50 til 66, hvorav 50 utgjør referansegruppen. Dette gir oss et bilde av de rene alderseffektene. Dette kan være interessant i seg selv, men er her først og fremst viktig for å kunne skille alderseffekten fra reformeffekten.

Kjønnsdummyen skiller mellom menn og kvinner, hvorav menn utgjør referansegruppen.

Utdanningsdummiene fanger opp effekten av ulik utdanning, i henhold til NUS-kategoriene 0-9, hvorav NUS0 (ingen utdanning) utgjør referansegruppen. Utdanningens omfang er stigende i NUS1-NUS8, mens NUS9 dekker personer hvis utdanningsnivå er ukjent.

Landsdelsdummiene fanger opp geografiske variasjoner. Landsdel 1 (Østfold, Akershus, Oslo, Hedmark, Oppland og Buskerud) utgjør referansegruppen. Finnmark og nordlige deler av Troms utgjør landsdel 6. Sistnevnte er identisk med arbeidsavgiveravgiftsone V, og er av særlig interesse fordi denne regionen er upåvirket av reformen og dermed fungerer som kontrollgruppe.

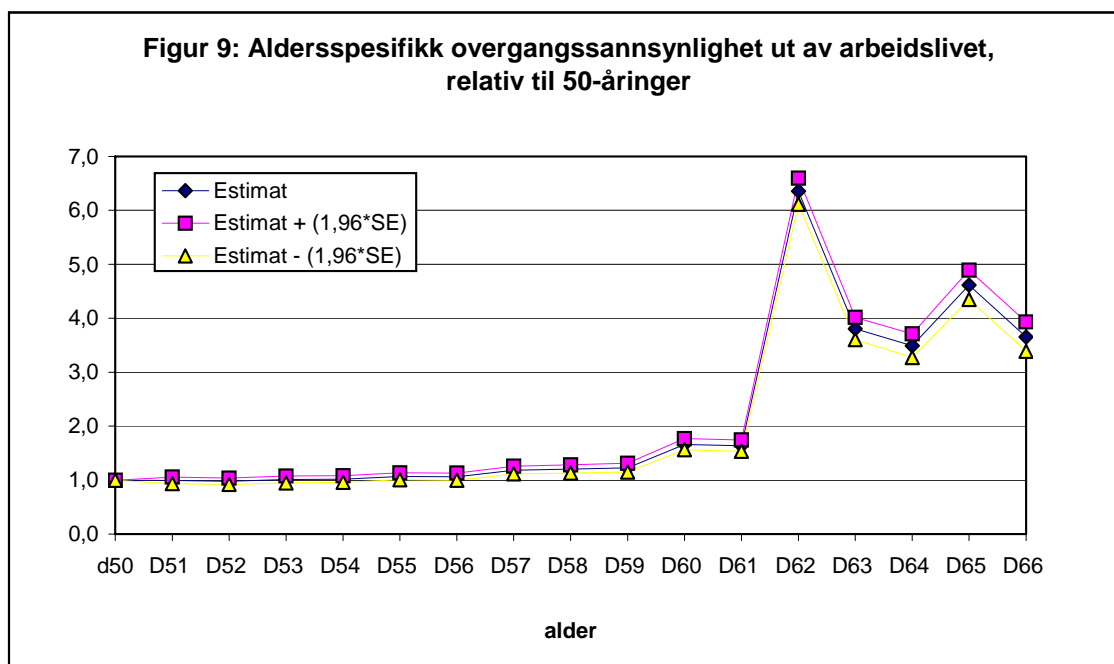
Antall år med pensjonsgivende inntekt over 1 G brukes til å konstruere fire dummier som gjenspeiler effekten av arbeidserfaring. Personer med 10 eller færre års arbeidserfaring utgjør referansegruppen.

Dummyen R03 tar verdien 1 for observasjoner gjort i 2003, ellers 0, og er ment å fange opp generelle kalendertidseffekter, slik som f.eks. konjunkturrendringer.

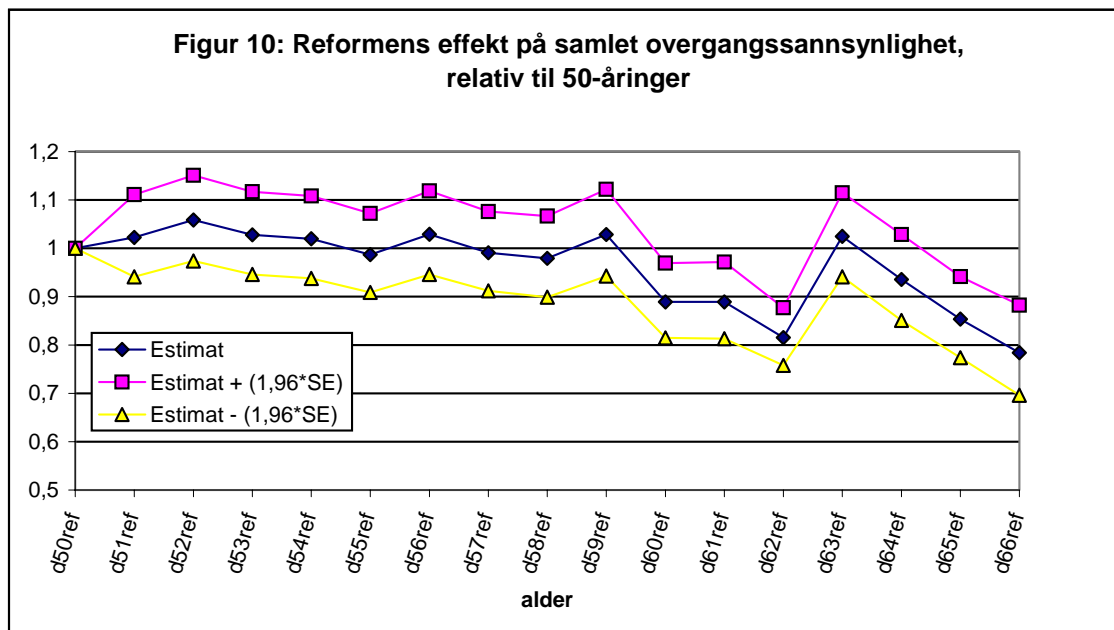
3.2.1 Samlet overgang ut av arbeidslivet

Vi foretar først en analyse av den samlede overgangssansynligheten ut av arbeidslivet. Siden vi har fokus på virkningene av alder, og hvordan disse virkningene har endret seg som følge av reformen, legger vi hovedvekten på presentasjon av disse resultatene, se Figur 9 og Figur 10. En fullstendig liste over de estimerte parametrene fra logit-modellen er gjengitt i Tabell 1.

De estimerte alderseffektene (før reformen trådte i kraft) er illustrert i figur 9⁴. Som vi kan se øker den samlede overgangssansynligheten ut av arbeidslivet dramatisk med alderen, og er eksempelvis mer enn seks ganger høyere for en 62-åring enn en 50-åring. Vi går deretter videre til Figur 10 som illustrerer hvordan reformen endret disse alderseffektene.



⁴ Disse er kalkulert med utgangspunkt i referansegruppens (50-åringers) gjennomsnittlige overgangsrate, som i dette tilfellet er 0,051. I henhold til den logistiske fordelingen innebærer det at $0,051 = \exp(\mu) / (1 + \exp(\mu))$, som igjen betyr at μ er lik $-2,923583166$. Ved å legge de estimerte koeffisientene for aldersdummiene (presentert i Tabell 1) til μ , for deretter å plugge denne summen inn i uttrykket over, får vi de estimerte overgangsratene for de enkelte aldersgruppene. Hver enkelt aldersgruppes estimerte overgangssansynlighet divideres så på referansegruppens overgangsrate. Det er altså den estimerte *relative* overgangsraten som plottes i figuren. Den midterste linjen angir modellens punkttestimater, mens øvre og nedre linje angir hhv. øvre og nedre grense av et 95 prosents konfidensintervall.



Ikke overraskende ser vi at reformen ikke hadde noen som helst effekt på personer i 50-årene (punktestimatene ligger rundt 1 for denne aldersgruppen). For aldersgruppene 60-62 og 65-66 estimeres det en signifikant reduksjon i samlet overgangssannsynlighet ut av arbeidslivet, relativt til 50-åringer. Effekten er sterkest for 66-åringer, som ifølge punktestimatene har fått redusert sin samlede overgangssannsynlighet fra 18,6 prosent til 15,1 prosent som følge av reformen. 66-åringer har altså fått redusert sin samlede overgangssannsynlighet med 3,5 prosentpoeng, som tilsvarer en 19 prosents reduksjon. For 65-åringer estimeres endringen til 2,9 prosentpoeng, som for denne gruppen tilsvarer en 12 prosents reduksjon. Reduksjonen for 62-åringer er på 4,5 prosentpoeng, tilsvarende en 14 prosents reduksjon.⁵ Estimatene er imidlertid beheftet med betydelig statistisk usikkerhet, og det kan ikke utelukkes at effektene er vesentlig mindre.

⁵ Størrelsesordenen på disse effektene er regnet ut med utgangspunkt i 50-åringers gjennomsnittlige overgangsrate.

Tabell 1: Samlet overgangssannsynlighet ut av arbeid							
	Estimat	SE	Pr > ChiSq		Estimat	SE	Pr > ChiSq
Intercept	-2.2321	0.1084	<.0001	NUS7	-0.8066	0.1064	<.0001
kvinne	-0.1694	0.0106	<.0001	NUS8	-1.6416	0.1282	<.0001
D51	-0.00541	0.0329	0.8696	NUS9	0.1010	0.1117	0.3661
D52	-0.0248	0.0332	0.4560	landsdel_2	0.0177	0.0129	0.1704
D53	0.0119	0.0330	0.7186	landsdel_3	-0.1037	0.0116	<.0001
D54	0.0203	0.0330	0.5383	landsdel_4	-0.0860	0.0121	<.0001
D55	0.0706	0.0326	0.0302	landsdel_5	0.0918	0.0157	<.0001
D56	0.0623	0.0337	0.0642	landsdel_6	0.3757	0.0415	<.0001
D57	0.1794	0.0334	<.0001	R03	0.1042	0.0526	0.0479
D58	0.1975	0.0347	<.0001	Reform	0.0962	0.0614	0.1172
D59	0.2174	0.0358	<.0001	D51*Reform	0.0236	0.0446	0.5968
D60	0.5453	0.0349	<.0001	D52*Reform	0.0602	0.0451	0.1818
D61	0.5271	0.0355	<.0001	D53*Reform	0.0290	0.0448	0.5176
D62	2.1884	0.0287	<.0001	D54*Reform	0.0206	0.0449	0.6463
D63	1.4993	0.0344	<.0001	D55*Reform	-0.0137	0.0444	0.7581
D64	1.3928	0.0386	<.0001	D56*Reform	0.0301	0.0451	0.5049
D65	1.7455	0.0392	<.0001	D57*Reform	-0.00972	0.0444	0.8270
D66	1.4489	0.0465	<.0001	D58*Reform	-0.0221	0.0460	0.6305
maks_erfar	-0.5688	0.0200	<.0001	D59*Reform	0.0297	0.0469	0.5275
lang_erfar	-0.4430	0.0187	<.0001	D60*Reform	-0.1237	0.0463	0.0076
mid_erfar	-0.2570	0.0195	<.0001	D61*Reform	-0.1237	0.0477	0.0096
NUS1	0.1449	0.1546	0.3486	D62*Reform	-0.2140	0.0388	<.0001
NUS2	-0.0629	0.1051	0.5497	D63*Reform	0.0254	0.0455	0.5764
NUS3	-0.2096	0.1050	0.0458	D64*Reform	-0.0700	0.0509	0.1693
NUS4	-0.3191	0.1053	0.0024	D65*Reform	-0.1660	0.0522	0.0015
NUS5	-0.3489	0.1077	0.0012	D66*Reform	-0.2547	0.0631	<.0001
NUS6	-0.5147	0.1052	<.0001				

Reformen kan altså i noen grad ha bremsset eldre arbeidstakeres overgang ut av arbeidslivet. Som vi skal se i fortsettelsen kommer dette imidlertid ikke primært i stand som et resultat av redusert overgang til ledighet. Snarere er dette først og fremst forårsaket av en reduksjon i overganger til uførepensjon.

I de følgende avsnitt analyserer vi de ulike overgangene ut av arbeidslivet hver for seg, gjennom separate logit-modeller. Denne metoden tar ikke hensyn til eventuell avhengighet mellom de ulike overgangene.

3.2.2 Overgang fra arbeid til ledighet

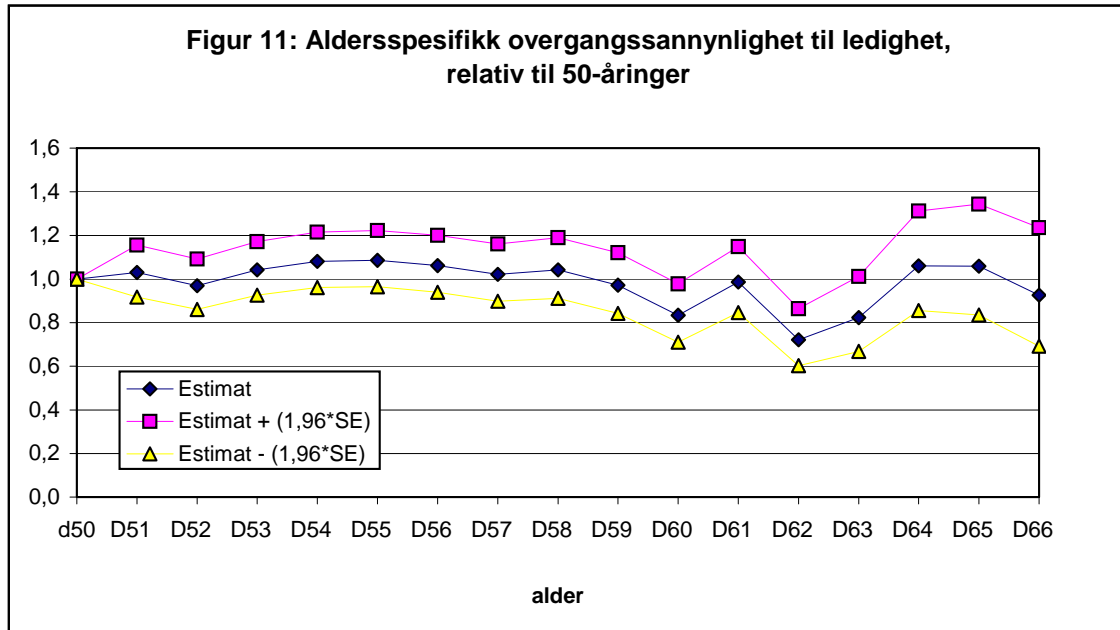
Vi analyserer her overganger til arbeidsledighet. Estimeringsresultatene presenteres i Tabell 2, og aldereffektene er nærmere illustrert i Figurene 11 og 12. Det framgår av resultatene i Tabell 2 at kvinner har lavere sannsynlighet for å bli arbeidsledige enn menn. Overgangssannsynligheten til ledighet reduseres også i takt med økt arbeidserfaring.

Overgangssannsynligheten reduseres også av all utdanning utover barneskolen (NUS2 – NUS8).

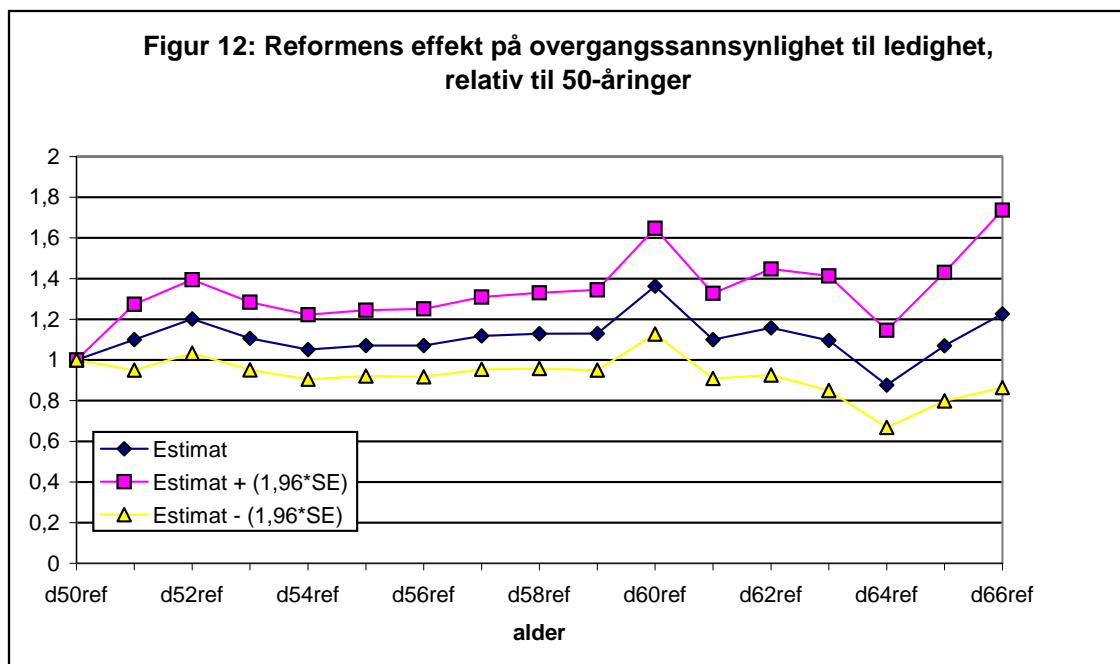
Tabell 2: Overgangssannsynlighet til ledighet							
	Estimat	SE	Pr > ChiSq		Estimat	SE	Pr > ChiSq
Intercept	-2.4889	0.1721	<.0001	NUS7	-2.0298	0.1747	<.0001
kvinne	-0.9136	0.0221	<.0001	NUS8	-2.6778	0.2700	<.0001
D51	0.0299	0.0599	0.6182	NUS9	-0.5935	0.1806	0.0010
D52	-0.0315	0.0618	0.6101	landsdel_2	0.1910	0.0258	<.0001
D53	0.0417	0.0612	0.4958	landsdel_3	-0.0394	0.0243	0.1041
D54	0.0791	0.0612	0.1960	landsdel_4	0.1844	0.0235	<.0001
D55	0.0841	0.0614	0.1704	landsdel_5	0.2940	0.0304	<.0001
D56	0.0611	0.0640	0.3403	landsdel_6	1.0291	0.0703	<.0001
D57	0.0212	0.0664	0.7495	R03	0.1246	0.0881	0.1575
D58	0.0418	0.0692	0.5458	Reform	0.3995	0.1035	0.0001
D59	-0.0289	0.0739	0.6956	D51*Reform	0.0974	0.0762	0.2010
D60	-0.1853	0.0827	0.0250	D52*Reform	0.1866	0.0782	0.0170
D61	-0.0139	0.0793	0.8613	D53*Reform	0.1026	0.0779	0.1876
D62	-0.3309	0.0933	0.0004	D54*Reform	0.0515	0.0782	0.5105
D63	-0.1985	0.1074	0.0644	D55*Reform	0.0701	0.0782	0.3696
D64	0.0594	0.1112	0.5931	D56*Reform	0.0704	0.0805	0.3820
D65	0.0588	0.1236	0.6342	D57*Reform	0.1139	0.0823	0.1666
D66	-0.0789	0.1504	0.6000	D58*Reform	0.1241	0.0855	0.1468
maks_erfar	-1.5831	0.0353	<.0001	D59*Reform	0.1249	0.0906	0.1679
lang_erfar	-1.0431	0.0320	<.0001	D60*Reform	0.3166	0.0991	0.0014
mid_erfar	-0.5341	0.0325	<.0001	D61*Reform	0.0965	0.0986	0.3277
NUS1	0.1982	0.2235	0.3754	D62*Reform	0.1496	0.1162	0.1977
NUS2	-0.2411	0.1660	0.1464	D63*Reform	0.0940	0.1323	0.4771
NUS3	-0.3368	0.1657	0.0421	D64*Reform	-0.1348	0.1398	0.3352
NUS4	-0.5948	0.1663	0.0003	D65*Reform	0.0685	0.1517	0.6516
NUS5	-0.6843	0.1725	<.0001	D66*Reform	0.2086	0.1820	0.2518
NUS6	-1.2603	0.1670	<.0001				

Med unntak av landsdel 3, som representerer Rogaland og Hordaland, har personer bosatt utenfor Oslo større overgangssannsynlighet til ledighet. Denne effekten er særlig markert for landsdel 6.

Aldersdummiene indikerer at overgangssannsynligheten til ledighet ikke viser noen klar tendens til å endres med alderen, med unntak av en signifikant reduksjon for 62-åringer. Det siste er en bekreftelse på at AFP-ordningen i noen grad substituerer for arbeidsledighet. Alderseffektene (før reformen) er illustrert i Figur 11.



Etter å ha konstatert at alder i seg selv ikke har noen klar betydning for overgang til ledighet, vil vi nå se nærmere på hvordan reformen kan ha påvirket de ulike aldersgrupperenes overgang til ledighet. Dette er illustrert i Figur 12:

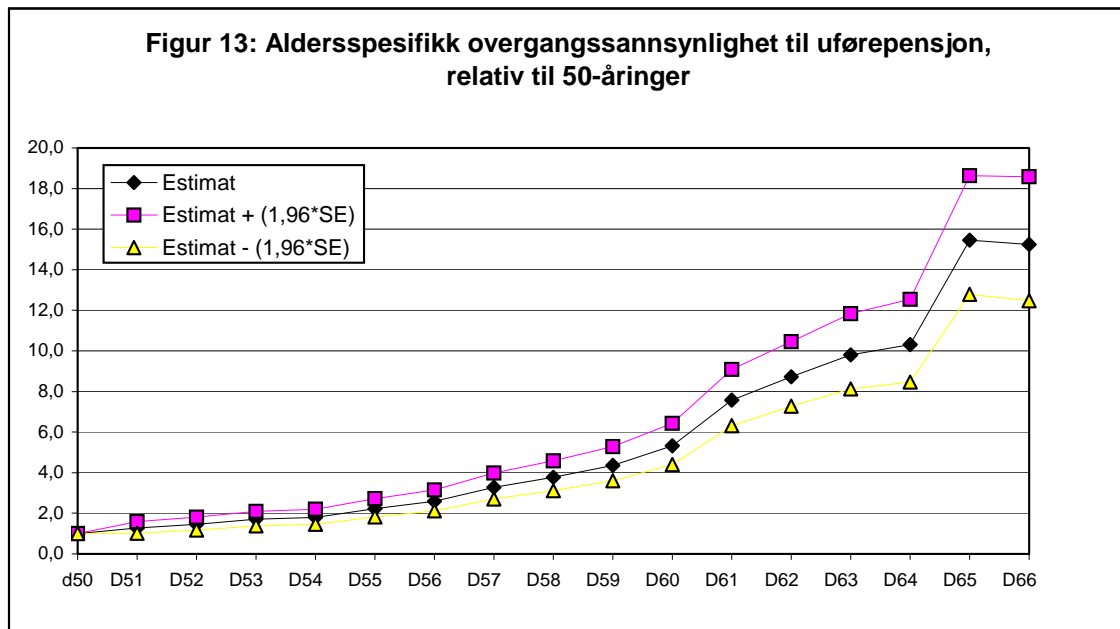


Som vi ser er det kun for gruppen bestående av 60-åringe at vi kan påpeke en signifikant effekt (relativt til 50-åringe) – og da i retning av økt overgangssannsynlighet til ledighet. Vi kan med andre ord ikke påvise at reformen har redusert eldre arbeidstakeres overgangssannsynlighet til ledighet. Dette til tross for at vi mente å kunne se en slik effekt ”med det blotte øye” ut fra Figur 7. Dette kan dels skyldes at den tilsynelatende klare

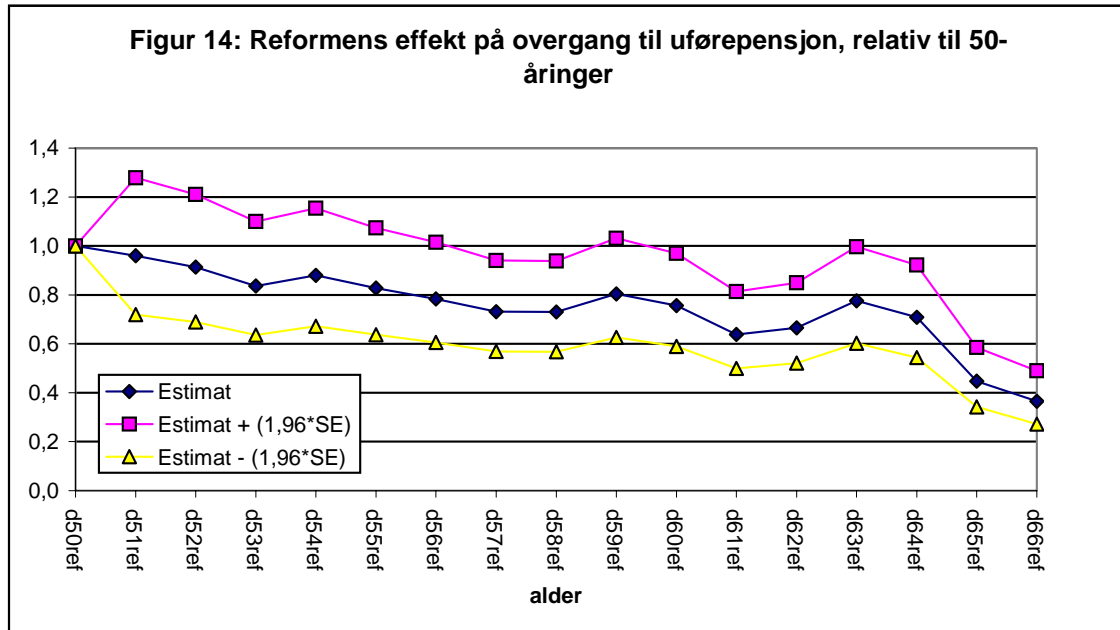
endringen i overgang til ledighet blir mindre klar når man tar hensyn individspesifikke kjennetegn innad i aldersgruppen, og dels at det statistiske grunnlaget for å trekke klare konklusjoner rett og slett er for lite (f.eks. var det kun 4766-åringer som i løpet av 2001 gikk fra arbeid til ledighet).⁶ Fraværet av signifikante effekter er med andre ord ikke noe bevis på at det ikke har vært noen effekt.

3.2.3 Overgang til uførepensjon, AFP – og ”annet”

I det følgende presenterer vi resultater fra tilsvarende estimeringer for overganger til uføretrygd og tilstanden ”annet” hver for seg. Vi ser deretter kort på overgangen til AFP. Resultater knyttet til overganger til uføretrygd er gjengitt i Tabell 3 nedenfor, mens de sentrale resultatene knyttet til alder er illustrert i Figurene 13 og 14. Som det kommer frem av Figur 13 stiger overgangssannsynligheten til uførepensjon med alderen, mens Figur 14 antyder at disse alderseffektene kan ha blitt noe dempet av reformen. Det er hevet over tvil at sannsynligheten for å bli uføretrygdet falt for de eldste aldersgruppene fra 2001 til 2003, relativt til personer i 50-årene. Vi er imidlertid usikre på om dette kan tilskrives reformen alene; jfr. drøftingen i avsnitt 3.2. Innskjerpningen av det såkalte attføringskravet kan ha medvirket til en ”kunstig” lav overgangsrate til uføretrygd i 2001 for personer i 50-årene.



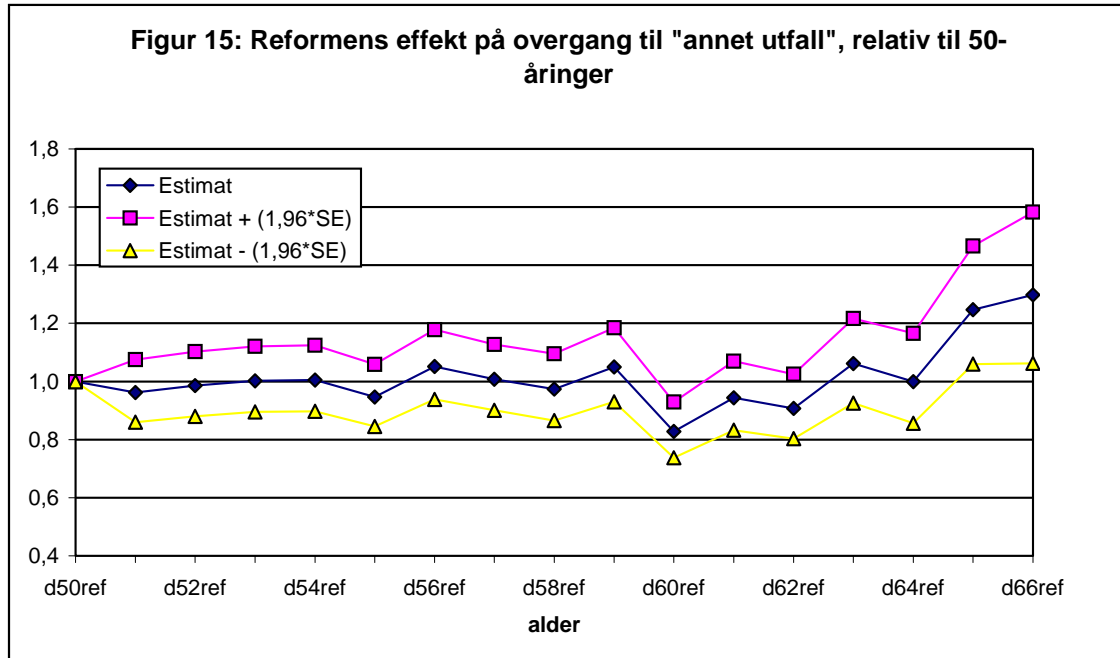
⁶ For ordens skyld kan det være verdt å merke seg at regresjonsresultatene til en viss grad er avhengig av hvilken funksjonsform som blir lagt til grunn. Resultatene vi rapporterer her bygger på en logistisk sannsynlighetsfordeling (vi benytter altså en logit-modell). For å sjekke robustheten av disse resultatene har vi sammenlignet med resultatene av en lineær sannsynlighetsmodell. I all vesentlighet stemmer de to modellenes resultater overens, men de tilhørende sannsynlighetsnivåene avviker noe. Blant annet ville en lineær modell gitt en viss støtte til hypotesen om at reformen har redusert eldre arbeidstakeres overgang til ledighet.



Tabell 3: Overgangssannsynlighet til uførepensjon

	Estimat	SE	Pr > ChiSq		Estimat	SE	Pr > ChiSq
Intercept	-6.2120	0.2879	<.0001	NUS7	-1.1100	0.2771	<.0001
kvinne	0.3213	0.0244	<.0001	NUS8	-1.7400	0.3514	<.0001
D51	0.2433	0.1139	0.0327	NUS9	-0.2916	0.2994	0.3301
D52	0.3802	0.1107	0.0006	landsdel_2	0.1814	0.0285	<.0001
D53	0.5372	0.1072	<.0001	landsdel_3	-0.00382	0.0263	0.8846
D54	0.5868	0.1062	<.0001	landsdel_4	0.0538	0.0269	0.0459
D55	0.8055	0.1023	<.0001	landsdel_5	0.3926	0.0321	<.0001
D56	0.9580	0.1018	<.0001	landsdel_6	0.1158	0.1048	0.2694
D57	1.1990	0.0996	<.0001	R03	0.1809	0.1307	0.1662
D58	1.3410	0.0997	<.0001	Reform	0.2364	0.1709	0.1666
D59	1.4872	0.0995	<.0001	D51*Reform	-0.0412	0.1472	0.7797
D60	1.6900	0.0993	<.0001	D52*Reform	-0.0907	0.1442	0.5292
D61	2.0529	0.0961	<.0001	D53*Reform	-0.1793	0.1404	0.2017
D62	2.1990	0.0959	<.0001	D54*Reform	-0.1280	0.1385	0.3552
D63	2.3203	0.1002	<.0001	D55*Reform	-0.1901	0.1336	0.1547
D64	2.3720	0.1046	<.0001	D56*Reform	-0.2443	0.1323	0.0647
D65	2.7991	0.1026	<.0001	D57*Reform	-0.3138	0.1289	0.0149
D66	2.7846	0.1084	<.0001	D58*Reform	-0.3160	0.1289	0.0142
maks_erfar	0.4138	0.0543	<.0001	D59*Reform	-0.2191	0.1276	0.0859
lang_erfar	0.3768	0.0519	<.0001	D60*Reform	-0.2804	0.1275	0.0279
mid_erfar	0.3543	0.0534	<.0001	D61*Reform	-0.4513	0.1248	0.0003
NUS1	0.4859	0.3906	0.2135	D62*Reform	-0.4088	0.1248	0.0011
NUS2	0.3250	0.2712	0.2308	D63*Reform	-0.2554	0.1289	0.0476
NUS3	0.0142	0.2710	0.9582	D64*Reform	-0.3458	0.1348	0.0103
NUS4	-0.0992	0.2717	0.7152	D65*Reform	-0.8062	0.1366	<.0001
NUS5	-0.4915	0.2793	0.0784	D66*Reform	-1.0106	0.1501	<.0001
NUS6	-0.3299	0.2716	0.2245				

Som diskutert i forbindelse med Figur 6, motvirkes dette fallet i overganger til uførepensjon i noen grad av en økning i overganger til restkategorien "annet". Resultater vedr. overgang til tilstanden "annet" er presentert i Tabell 4. Som det fremgår av Figur 15 er denne økningen imidlertid kun signifikant for 65- og 66-åringer.



Tabell 4: Overgangssannsynlighet til "annet utfall"							
	Estimat	SE	Pr > ChiSq		Estimat	SE	Pr > ChiSq
Intercept	-2.5840	0.1539	<.0001	NUS7	-0.4000	0.1518	0.0084
kvinne	-0.1280	0.0152	<.0001	NUS8	-1.1716	0.1785	<.0001
D51	-0.0277	0.0412	0.5020	NUS9	0.3989	0.1572	0.0111
D52	-0.0292	0.0415	0.4825	landsdel_2	-0.0981	0.0191	<.0001
D53	-0.0146	0.0416	0.7249	landsdel_3	-0.1842	0.0170	<.0001
D54	-0.0153	0.0417	0.7146	landsdel_4	-0.2728	0.0185	<.0001
D55	0.0243	0.0413	0.5563	landsdel_5	-0.0846	0.0237	0.0004
D56	-0.0186	0.0432	0.6673	landsdel_6	0.2075	0.0587	0.0004
D57	0.1194	0.0427	0.0051	R03	0.0137	0.0756	0.8565
D58	0.0873	0.0449	0.0519	Reform	-0.0236	0.0859	0.7836
D59	0.0784	0.0470	0.0953	D51*Reform	-0.0398	0.0587	0.4976
D60	0.5786	0.0435	<.0001	D52*Reform	-0.0149	0.0593	0.8017
D61	0.3003	0.0474	<.0001	D53*Reform	0.00219	0.0591	0.9704
D62	0.6156	0.0451	<.0001	D54*Reform	0.00516	0.0593	0.9306
D63	0.5841	0.0531	<.0001	D55*Reform	-0.0568	0.0591	0.3373
D64	0.5689	0.0602	<.0001	D56*Reform	0.0520	0.0600	0.3867
D65	0.6029	0.0659	<.0001	D57*Reform	0.00810	0.0588	0.8905
D66	0.3969	0.0812	<.0001	D58*Reform	-0.0272	0.0620	0.6610
maks_erfar	-0.8009	0.0273	<.0001	D59*Reform	0.0503	0.0636	0.4288
lang_erfar	-0.5855	0.0251	<.0001	D60*Reform	-0.1942	0.0605	0.0013
mid_erfar	-0.3651	0.0262	<.0001	D61*Reform	-0.0595	0.0659	0.3668
NUS1	-0.2965	0.2393	0.2154	D62*Reform	-0.0998	0.0638	0.1180
NUS2	-0.1287	0.1504	0.3920	D63*Reform	0.0615	0.0720	0.3932
NUS3	-0.2014	0.1502	0.1798	D64*Reform	-0.00045	0.0812	0.9956
NUS4	-0.2599	0.1506	0.0844	D65*Reform	0.2283	0.0861	0.0080
NUS5	-0.0999	0.1535	0.5151	D66*Reform	0.2699	0.1057	0.0107
NUS6	-0.3711	0.1505	0.0137				

Vi gjentar nå prosedyren og ser på overgang til AFP, vel og merke med utgangspunkt i et begrenset utvalg. Ettersom AFP kun blir et mulig utfall ved fylte 62 år, ville en sannsynlighetsmodell basert på et utvalg som inkluderer personer under denne aldersgrensen være dårlig egnet til å estimere overgangsrater. Utvalget inkluderer derfor kun personer over 62 år, hvorav 62-åringene fungerer som referansegruppe. De negative koeffisientene for aldersgrupper eldre enn 62, presentert i Tabell 5, stemmer godt overens med Figur 5.

Tabell 5: Overgangssannsynlighet til AFP, begrenset utvalg							
	Estimat	SE	Pr > ChiSq		Estimat	SE	Pr > ChiSq
Intercept	-3.5677	0.3823	<.0001	NUS7	0.2309	0.3727	0.5356
kvinne	0.2583	0.0262	<.0001	NUS8	-0.8340	0.4037	0.0388
D63	-1.0359	0.0390	<.0001	NUS9	0.2503	0.3977	0.5292
D64	-1.3087	0.0492	<.0001	landsdel_2	-0.0760	0.0317	0.0166
D65	-0.8415	0.0469	<.0001	landsdel_3	-0.0135	0.0270	0.6174
D66	-1.3071	0.0644	<.0001	landsdel_4	-0.0864	0.0286	0.0025
maks_erfar	1.8025	0.0928	<.0001	landsdel_5	-0.1869	0.0418	<.0001
lang_erfar	1.3111	0.0918	<.0001	landsdel_6	-0.1905	0.1260	0.1304
mid_erfar	1.1222	0.0942	<.0001	R03	0.2725	0.1560	0.0806
NUS1	-0.4416	0.8129	0.5870	Reform	-0.3355	0.1581	0.0339
NUS2	0.7212	0.3711	0.0520	D63*Reform	0.2418	0.0518	<.0001
NUS3	0.5513	0.3709	0.1372	D64*Reform	0.1815	0.0646	0.0050
NUS4	0.5541	0.3716	0.1359	D65*Reform	0.0375	0.0632	0.5529
NUS5	0.2768	0.3768	0.4626	D66*Reform	-0.1013	0.0891	0.2558
NUS6	0.5983	0.3712	0.1070				

Bruken av sannsynlighetsmodeller for å estimere reformens effekt på eldre arbeidstakeres overgangssannsynlighet ut av arbeidslivet, viser at reformen kan ha bidratt til å redusere eldre arbeidstakeres samlede overgangssannsynlighet ut av arbeidslivet. Dette skyldes imidlertid bare i liten grad redusert overgangssannsynlighet fra arbeid til arbeidsledighet. Brorparten av reduksjonen er knyttet til endringer i avgangsmønsteret til uførepensjon. Det er vanskelig å se noen opplagt forklaring på hvordan den aktuelle avgiftsreduksjonen skulle ha en så klar effekt på overgangssannsynligheten til nettopp uførepensjon. Dette gjør at det er nærliggende å stille spørsmål ved om det er andre bakenforliggende årsaker som kan ha bidratt til denne endringen. En mulig forklaring kan være at praktiseringen av regelverket for uførepensjon ble endret i 2001. Selv om reformens målgruppe altså har kommet bedre ut enn utvalget som helhet, er det med andre ord ikke mulig å fastslå med sikkerhet at dette skyldes reformen.

3.3 Veier tilbake i arbeid

Vi vil nå undersøke hvorvidt reformen kan ha bidratt til å gjøre det lettere for eldre personer å komme tilbake i jobb dersom de først har mistet jobben.

For å tilnærme oss dette problemet benytter vi oss av en hasardratemodell med konkurrerende risikoer. Slike modeller er godt egnet til å analysere arbeidstakeres adferd, og er særlig godt egnet til å evaluere hvorvidt individspesifikke kjennetegn (som f.eks. kjønn, alder og utdanning) har en kausal effekt på overgangssannsynligheter. Hardoy et al. (2005) benytter en slik modell for å evaluere effekten av konkrete politiske tiltak som hadde til hensikt å bedre ungdoms stilling i arbeidslivet. Selv om de spesifikke tiltakene knyttet til denne "Ungdomsgarantien" er av en annen art enn den reduksjonen i arbeidsgiveravgift vi her befatter oss med, bærer begge disse politiske tiltakene preg av å være "naturlige eksperimenter" som er godt egnet for forløpsanalyse. I det følgende bygger vi derfor på Hardoy et al. (ibid.), med den forskjell at vi her fokuserer på eldre arbeidstakeres situasjon.

Datamaterialet som ligger til grunn for våre beregninger stammer fra de samme registrene som i seksjon 3.2 ble brukt for å beregne overgangssannsynligheten ut av arbeidslivet. Ettersom vi nå er interessert i overganger "i motsatt retning" er imidlertid analysepopulasjonen og utfallene definert på andre måter.

Forløpsanalysen benytter seg av mange av de samme forklaringsvariablene som ble brukt for å bestemme overgangssannsynligheten ut av arbeidslivet. Med andre ord kontrollerer vi for individspesifikke kjennetegn som kjønn, alder, bosted og utdanning, samt hendelser knyttet til økonomiske konjunkturer og kalendertid. Vi inkluderer også en samspillsvariabel (tilsvarende variabelen "Reform" i seksjon 3.2) som gjenspeiler eventuelle effekter av å tilhøre gruppen som er berørt av reformen.

Til forskjell fra logit-modellen, tar forløpsanalysen også eksplisitt hensyn til varigheten av utgangstilstanden (her: ledighet). Dette er viktig fordi ledighetens varighet viser seg å påvirke overgangssannsynligheten. Det er flere grunner til dette, og noe av utfordringen ligger nettopp i å skille mellom disse. Grovt sett kan vi skille mellom seleksjonseffekter og rene

varighetseffekter. Varighetseffekten kan best beskrives som en prosess hvor det å gå ledig i seg selv er årsak til at sannsynligheten for å få jobb synker. Dette kan tenkes å ha sammenheng både med at søkerne over tid mister motivasjonen for å søke jobb (demoralisering), at lediggangen fører til at søkeres kvalifikasjoner forvitrer, samt at arbeidsgivere "for sikkerhets skyld" unngår å ansette langtidsledige (diskriminering). Seleksjonseffekten oppstår som en følge av at de best kvalifiserte søkerne får jobb først. Dermed forandres utvalgets sammensetning over tid, slik at den rene varighetseffekten kan fremstå som veldig stor. Dersom vi ikke tar hensyn til seleksjonseffekten risikerer vi dermed å overdrive den negative effekten av å ha vært ledig over lengre tid.

Videre er den økonometriske modellen spesifisert slik at vi også tar høyde for uobservert heterogenitet, det vil si individspesifikke kjennetegn som ikke lar seg observere direkte ut fra det tilgjengelige datamaterialet.

Datasettet som legges til grunn baserer seg på den samme populasjonen som dannet grunnlaget for analysen i seksjon 3.2. Ettersom vi er ute etter utfall "i motsatt retning" avviker imidlertid utvalgskriteriene. Som før tar vi utgangspunkt i personer som i perioden 2001 til 2003 var i alderen 50 til og med 66 år. På samme måte som vi før forutsatte at personene i utgangspunktet var i jobb, defineres nå utgangstilstanden som starten av et nytt ledighetsforløp. Et nytt forløp anses å ha startet dersom en person registrert ledig ved utgangen av måned t , samtidig som vedkommende ikke var ledig i de tre foregående månedene ($t-1$, $t-2$, $t-3$). Videre snevrer vi definisjonen inn til kun å omfatte personer som mottar dagpenger (for aldersgruppen vi her er interessert i anses dette som en lite restriktiv antagelse). Datamaterialet består av 16.371 forløp som utgjør 200.513 månedlige observasjoner. Gjennomsnittlig varighet av et forløp er da 12,24 måneder.

Vi definerer to mulige utfall: (1) overgang til jobb, eller (2) overgang ut av arbeidsstyrken. Det siste utfallet er en samlekategori som omfatter alle former for trygd, inaktivitet og utdanning. Sistnevnte regnes som lite relevant for aldersgruppene i utvalget. Ledighetsforløpet følges måned for måned, inntil det skjer en overgang. Begge utfallene regnes som absorberende, det vil si at forløpet slutter i det overgangen finner sted. Skulle forløpet overskride vår analyseperiode ved å vare lenger enn desember 2003, blir forløpet sensurert. Det samme gjelder hvis forløpet varer mer enn 36 måneder.

Vi modellerer månedlige overgangssannsynligheter ved komplementær log-log form:

$$h_{iakdt} = (1 - \exp(-\sum_k \exp(\lambda_{kd} + \sigma_{kt} + \mathbf{x}_i' \beta_k + \gamma_{ak} + \gamma_{ak}^{REF} + \mu_k))) \times \frac{\exp(\lambda_{kd} + \sigma_{kt} + \mathbf{x}_i' \beta_k + \gamma_{ak} + \gamma_{ak}^{REF} + \mu_k)}{\sum_k \exp(\lambda_{kd} + \sigma_{kt} + \mathbf{x}_i' \beta_k + \gamma_{ak} + \gamma_{ak}^{REF} + \mu_k)}; \quad (2)$$

hvor \mathbf{x}_i representerer individkjennetegn, slik som kjønn, utdanning og arbeidserfaring (men ikke alder). λ_{kd} er effekter av varighet av selve forløpet målt i måneder. σ_{kt} fanger opp konjunktur- og sesongvariasjoner representert ved kalendertid. μ_k er effekten av individuelle egenskaper som ikke kan observeres av forskeren. Disse antas å være konstante over tid og ukorrelerte med \mathbf{x}_i . Det er først og fremst parametrene γ_{ak}^{REF} vi er interessert i, nemlig effekten av reformen på sannsynligheten for overgang k , for hver aldersgruppe. Generelt åpnes det altså for at reformen kan ha påvirket hele aldersmønsteret ($a_i > 50$), men det er naturligvis effekter

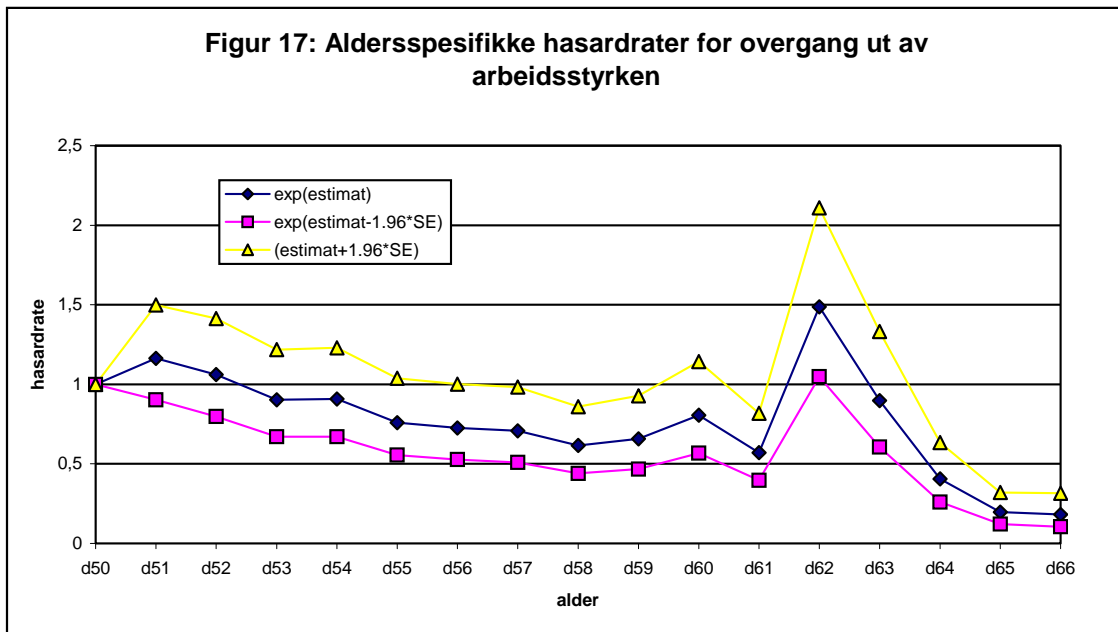
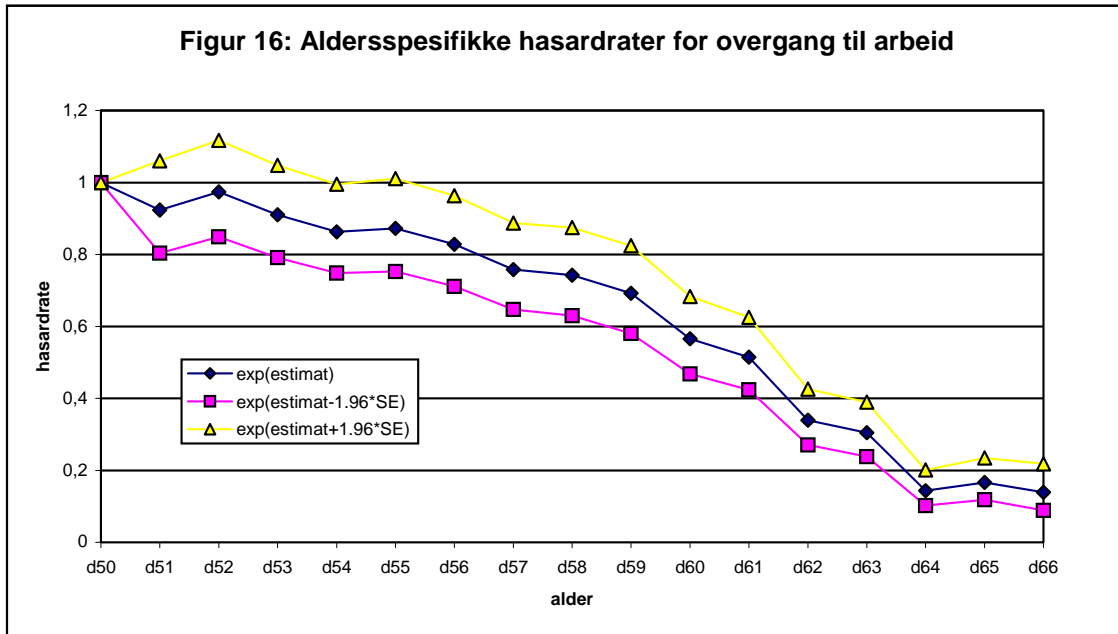
for jobbsøkere som nærmer seg eller er over 62 år vi er særlig interessert i. I praksis identifiserer vi reformeffektene på akkurat samme måte som i forrige avsnitt, dvs. ved hjelp av samspill mellom en dummyvariabel som indikerer at man er omfattet av reformen og aldersdummier.

Dette er en såkalt blandet proporsjonal konkurrerende hasardmodell.⁷ Argumentet for bruk av komplementær log-log formulering av overgangssannsynlighetene er blant annet at denne type modellering kan utledes direkte fra en modell i kontinuerlig tid, og at estimatene knyttet til individuelle forklaringsvariabler er uavhengige av hva slags tidsperioder som benyttes i analysen. Dette gir også opphav til lett tolkbare parametre. Kontinuerlige forklaringsvariabler inkluderes i modellen på logaritmisk form, hvilket innebærer at koeffisientene knyttet til disse variablene tilnærmet reflekterer prosentvis endring i overgangssannsynlighetene som følger av en én prosents endring i forklaringsvariablene. For de dikotome variablene vil eksponentialfunksjonen av parameterestimatene reflektere overgangssannsynligheten for personer hvis variabel tar verdien én relativt til personer hvis variabel tar verdien null.

Det er viktig å understreke betydningen av uobserverte individkjenntegn (uobservert heterogenitet) for de estimerte modellparametrene. Det er viktig å påpeke at dersom det ikke kontrolleres for slik uobservert heterogenitet, vil det resultere i skjevhet i parameterestimatene, i form av negativ varighetsavhengighet samt skjeve estimatorer mot null for de resterende modellparametrene. Vi bruker derfor en ikke-parametrisk funksjonsform for å kunne modellere uobservert heterogenitet, som foreslått av Heckman og Singer (1984). Modellen vi estimerte endte opp med fem støttepunkter i fordelingen av uobservert heterogenitet.

Vi skal se nærmere på modellens resultater både når det gjelder rene alderseffekter og effekten av reformen. Figur 16 viser tydelig at overgangssannsynligheten fra ledighet til arbeid synker dramatisk med alderen, og er omtrent 80 prosent lavere for en 64-åring enn for en (ellers lik) 50-åring. Den midterste linjen angir modellens punkttestimater, mens de to omkringliggende linjene markerer et 95-prosents konfidensintervall. At denne kurven er synkende er ikke overraskende, tvert imot er det nettopp denne utviklingen som danner motivasjonen for reformen.

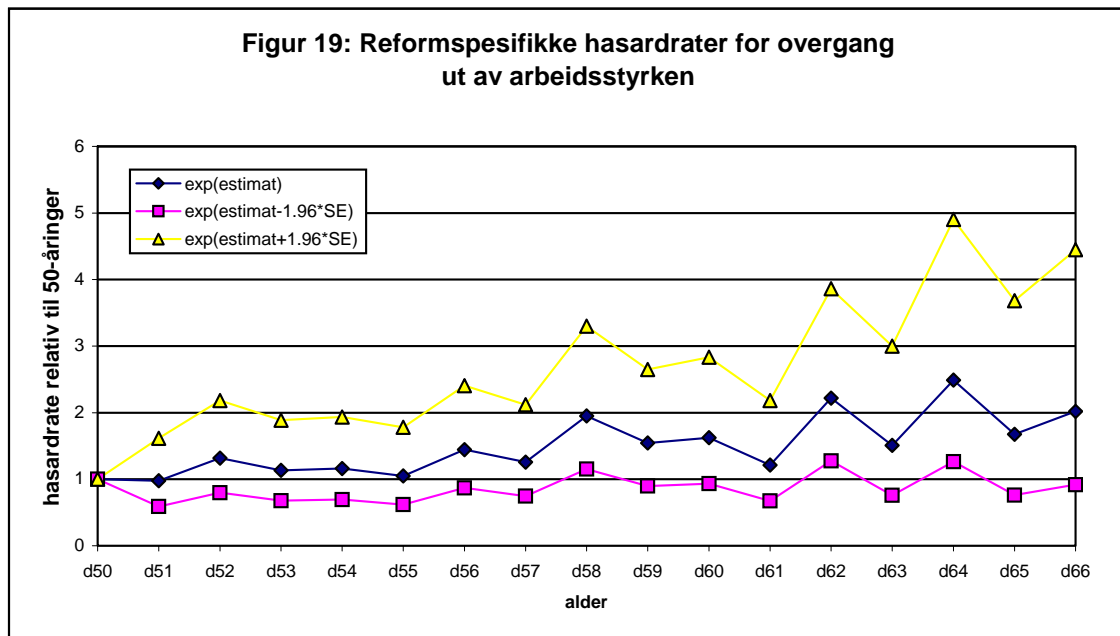
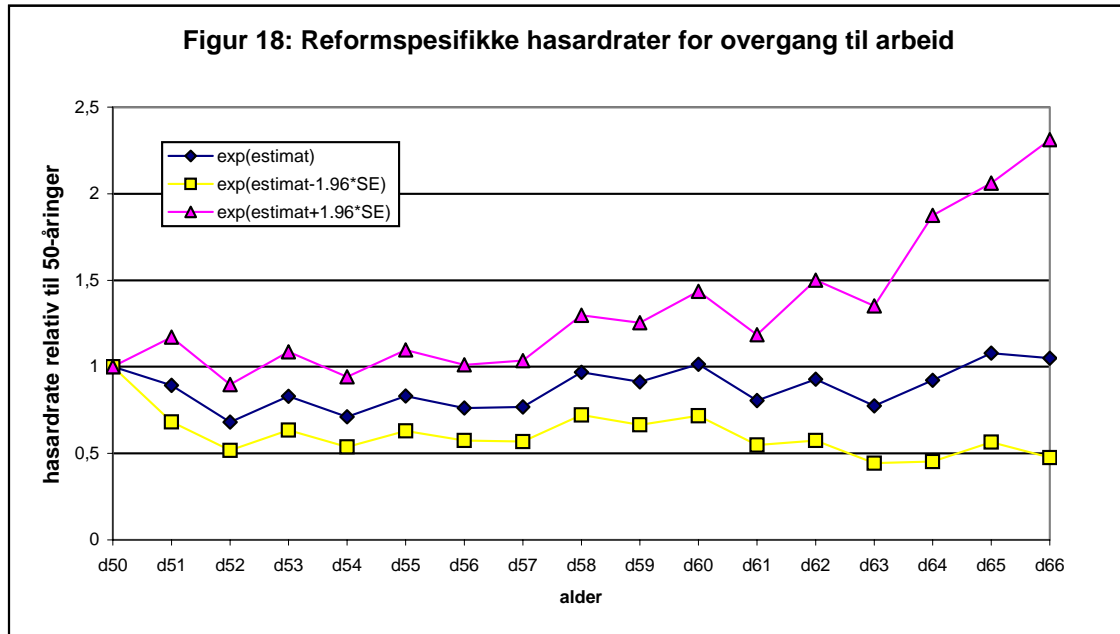
⁷ Se Gaure et al. (2005) for en mer inngående beskrivelse av hasardmodellen. Selve estimeringsmetoden for denne typen hasardmodeller er beskrevet i detalj i Zhang (2003).



Som det går frem av Figur 17, synker også overgangssannsynligheten til trygd med alderen, vel og merke med ett signifikant unntak som faller sammen med innslaget av AFP. Dette kan ha sammenheng med at en del ledige fortsatt kan ha krav på AFP, pga av delvis sysselsetting. Det sterke fallet i overgangsrate for de aller eldste antas å ha sammenheng med at denne gruppen kan motta dagpenger fram til ordinær pensjonsalder.

Det vi her er interessert i, er hvordan disse hasardratene har blitt påvirket av reformen. Punktestimaterne for endringen i de aldersspesifikke hasardratene for overgang til arbeid og trygd er illustrert i henholdsvis Figur 18 og 19. I begge tilfeller må estimatene ses i forhold til

50-åringene, som utgjør referansegruppen. Når det gjelder overgang til arbeid ser vi at verdien 1 ligger innenfor konfidensintervallet for alle unntatt to aldersgrupper. Vi kan derfor ikke påvise at reformen har hatt noen statistisk signifikant effekt på hasardratene.



Bildet er noe klarere for overgang til trygd (Figur 19). Generelt er punkttestimatene for hasardratene økende med alderen, selv om ikke estimatene for hver enkelt aldersgruppe er signifikante. Imidlertid er det på ingen måte noe klart brudd mellom aldersgrupper som er

omfattet av reformen og de aldersgruppene som ikke er berørt. Dersom endringen skulle tilskrives reformen burde man kunne forvente et slikt brudd. Dermed tyder dette heller på en generell svekkelse av Eldres posisjon i arbeidslivet over tid.

4. Avsluttende bemerkninger

Vi har i denne rapporten undersøkt virkningen av at arbeidsgiveravgiften ble redusert med fire prosentpoeng fra fylte 62 år, med virkning fra 01.07.2002. Som vi har sett var hensikten bak dette tiltaket å øke yrkesdeltakelsen blant eldre arbeidstakere. Vi har argumentert for at dette vil være et treffsikkert virkemiddel dersom yrkesdeltagelsen til eldre arbeidstakere først og fremst er begrenset av manglende etterspørsel (og ikke manglende tilbud), samtidig som lønnsdannelsen ikke medfører for stor overveltning av en eventuell avgiftslettelse til arbeidstakerne. Vi har også pekt på at overveltningen sannsynligvis vil være liten i dette tilfellet (i hvert fall på kort og mellomlang sikt), ettersom lønnsdannelsen i Norge er relativt sentralisert og lite egnet til å nøytralisere aldersspesifikke endringer i arbeidsgiveravgiften.

Vi finner en viss støtte for at reformen bidro til en demping i utstrømning fra arbeidslivet fra 2001 til 2003. Effektene er imidlertid usikre, og i første rekke knyttet til redusert overgang til uføretrygd. Vi er derfor usikre på om effektene vi estimerer virkelig kan relateres til den reduserte arbeidsgiveravgiften eller om de kan skyldes virkninger av endret praktisering av regelverket rundt tildeling av uføretrygd (innskjerping av attføringskravet). Vi finner ingen effekt på overgangsraten fra arbeidsledighet til jobb.

Fraværet av statistisk signifikante effekter knyttet til overganger fra ledighet til jobb kan i noen grad skyldes at observasjonsperioden er for kort og datamaterialet for lite til at eventuelle effekter kan avdekkes med rimelig grad av sikkerhet. Men, ettersom det er vanskelig å isolere effektene av en enkelt reform i en økonomi der svært mye forandrer seg samtidig, er det ikke uten videre opplagt at en lengre erfaringsperiode (f.eks. ved å forlenge forsøket i noen år til) vil gi sikrere holdepunkter for å trekke en konklusjon.

Vi finner grunn til å påpeke at eldre arbeidstakere generelt ikke kan sies å være noen svak gruppe i arbeidsmarkedet. Relativt få personer i denne aldersgruppen rammes av arbeidsledighet. De som rammes av ledighet i såpass høy alder har imidlertid nokså dårlige utsikter til å komme tilbake til arbeidslivet. Lav arbeidsgiveravgift for *alle* personer over 62 år kan derfor ikke sies å være et treffsikkert virkemiddel, både fordi den tilordner et kostbart virkemiddel til svært mange som ikke har "behov" for det (de sysselsatte i trygge jobber), og fordi den ikke ser ut til å ha hatt særlig effekt for dem som virkelig har behov for bistand (de arbeidsledige). Vi vil også påpeke at en betydelig del av utstrømningen fra arbeidslivet av personer over 62 år er forårsaket av forhold på tilbudssiden i arbeidsmarkedet. Dersom manglende yrkesdeltakelse skyldes manglende insentiver for arbeidstakerne til å fortsette å arbeide hjelper det lite å redusere arbeidsgivernes kostnader.

5. Referanser

- Arbeids- og administrasjonsdepartementet, 2001. Intensjonsavtale om et inkluderende arbeidsliv – budsjettmessige konsekvenser mv. Stortingsproposisjon nr.1 Tillegg nr. 1 (2001-2002).
- Dalton, H. (1936). Principles of Public Finance, 9th ed., Routledge & Kegan, London.
- Fevang, E., Røed, K., Westlie, L., Zhang, T., 2004. Veier inn i, rundt i, og ut av det norske trygde- og sosialhjelpssystemet. Rapport 6/2004, Frischsenteret.
- Gaure, S., Røed, K., Zhang, T., 2003. Time and Causality: A Monte Carlo Assessment the Timing-of-Events Approach. Memorandum No. 19/2005, University of Oslo.
- Hardoy, I., Røed, K., Torp, H., Zhang, T., 2006. Ungdomsgarantien for 20-24-åringer: Har den satt spor? Institutt for samfunnsforskning, Rapport 2006:4.
- Hervik, A., Eikeland, S., Nilsson, J. E., Selstad, T. Stølen, N. M., Rye, M., 2001, Differensiert arbeidsgiveravgift: kunnskapsstatus. Rapport 0105, Møreforskning Molde.
- Korkeamäki, O., Uusitalo, R., 2005. Employment Effects of an Experiment with Social Security Contributions. Report of Evaluation project. Stencils of the Ministry of Social Affairs and Health 2005:7, Helsinki.
- Kramarz, F., Philippon, T., 2000. The Impact of Differential Payroll Tax Subsidies on Minimum Wage Employment. Journal of Public Economics, 82, 115-146.
- Malinvaud, E., 1998. Les cotisations sociales à la charge des employeurs: analyse économique. La Documentation française. Paris, 1998 - ISBN : 2-11-004095-5.
- Nickell, S., Bell, B., 1996. Would cutting payroll taxes on the unskilled have a significant impact on unemployment? Centre for Economic Performance, Discussion Paper No. 276.
- NOU 1998:19. Fleksibel pensjonering. Statens forvaltningstjeneste, Oslo 1998.
- NOU 2000:27. Sykefravær og uførepensjonering. Et inkluderende arbeidsliv. Statens forvaltningstjeneste, Oslo 2000.
- Stølen, N., 1996. Effects on Wages from Changes in Pay-Roll Taxes in Norway. Documents 96/22, Statistics Norway.
- Zhang, T. 2003. A Monte Carlo study on non-parametric estimation of duration models with unobserved heterogeneity. Memomrandum 25/2003, Department of Economics, University of Oslo.

Publikasjoner fra Frischsenteret

Alle publikasjoner er tilgjengelig i Pdf-format på : www.frisch.uio.no

Rapporter

1/2004	Causality and Selection in Labour Market Transitions. Dissertation for the Dr.Polit Degree	Tao Zhang
2/2004	Arbeidstilbud når svart arbeid er en mulighet	Tone Ognedal, Øystein Jørgensen, Steinar Strøm
3/2004	Er det lengden det kommer an på? – Hvordan arbeidslediges jobbmuligheter påvirkes av nivået på dagpengene og hvor lenge de har gått ledig	Øystein Jørgensen
4/2004	Pris- og avanseregulering for legemidler	Dag Morten Dalen, Steinar Strøm
5/2004	Statlig styring av prosjektledelse	Dag Morten Dalen, Ola Lædre, Christian Riis
6/2004	Veier inn i, rundt i, og ut av det norske trygde- og sosialhjelpssystemet	Elisabeth Fevang, Knut Røed, Lars Westlie, Tao Zhang
7/2004	Undersysselsatte i Norge: Hvem, hvorfor og hvor lenge?	Elisabeth Fevang, Knut Røed, Oddbjørn Raaum, Tao Zhang
8/2004	Realopsjoner og fleksibilitet i store offentlige investeringsprosjekter	Kjell Arne Brekke
9/2004	Markeder med svart arbeid	Erling Barth, Tone Ognedal
10/2004	Skatteunndragelse og arbeidstilbud. En empirisk analyse av arbeidstilbudet når svart arbeid er en mulighet	Kristine von Simson
1/2005	Pliktige elsertifikater	Rolf Golombek, Michael Hoel
2/2005	En empirisk analyse av indeksprissystemet i det norske legemiddelmarkedet	Tonje Haabeth
3/2005	Formelle og totale skattesatser på inntekt for personer med svak tilknytning til arbeidsmarkedet	Elisabeth Fevang, Morten Nordberg, Knut Røed
1/2006	Finansiering av tros- og livssynsamfunn	Aanund Hylland
2/2006	Optimale strategier i et to-kvotesystem	Rolf Golombek, Cathrine Hagem, Michael Hoel
3/2006	Evaluering av tilskuddsordningen for organisasjoner for personer med nedsatt	Rolf Golombek, Jo Thori Lind

funksjonsevne

4/2006	Aetats kvalifiserings- og opplæringstiltak – En empirisk analyse av seleksjon og virkninger	Ines Hardoy, Knut Røed, Tao Zhang
5/2006	Analyse av aldersdifferensiert arbeidsgiveravgift	Gaute Ellingsen, Knut Røed

Arbeidsnotater

1/2004	Samtidig bruk av Trygdeetaten, Arbeidsmarkedsetaten og Sosialtjenesten	Morten Nordberg, Lars Westlie
2/2004	Arbeidsledighet og svart arbeid. En empirisk analyse 1980 – 2003	Øyvind Johan Dahl
1/2005	Lifetime earnings	Fedor Iskhakov
2/2005	Skattefunksjoner i Norge 1990 - 2004	Vivian Almendingen
1/2006	Costs and coverage of occupational pensions	Erik Hernæs, Tao Zhang
2/2006	Inntektsfordelingen i Norge, og forskjellige årsaker til ulikheter i pensjonsgivende inntekt	Ola Lotherington Vestad

Memoranda

Serien publiseres av Økonomisk institutt, Universitetet i Oslo, i samarbeid med Frischsenteret. Listen under omfatter kun memoranda tilknyttet prosjekter på Frischsenteret. En komplett oversikt over memoranda finnes på <http://www.oekonomi.uio.no/memo/>.

1/2004	To What Extent Is a Transition into Employment Associated with an Exit from Poverty?	Taryn Ann Galloway
2/2004	A dissolving paradox: Firms' compliance to environmental regulation	Karine Nyborg, Kjetil Telle
4/2004	Rainfall, Poverty and Crime in 19th Century Germany	Halvor Mehlum, Edward Miguel, Ragnar Torvik
5/2004	Climate policies and induced technological change: Impacts and timing of technology subsidies	Snorre Kverndokk, Knut Einar Rosendahl, Thomas F. Rutherford
10/2004	The shadow economy in Norway: Demand for currency approach	Isilda Shima
11/2004	Climate Agreement and Technology Policy	Rolf Golombek, Michael Hoel
12/2004	The Norwegian market for pharmaceuticals and the	Tiziano Razzolini

non-mandatory substation reform of 2001: the case of enalapril

13/2004	Sectoral labor supply, choice restrictions and functional form	John K. Dagsvik, Steinar Strøm
17/2004	Unilateral emission reductions when there are cross-country technology spillovers	Rolf Golombek, Michael Hoel
25/2004	Moral hazard and moral motivation: Corporate social responsibility as labor market screening	Kjell Arne Brekke, Karine Nyborg
26/2004	Can a carbon permit system reduce Spanish unemployment?	T. Fæhn, A. G. Gómez-Plana, S. Kverndokk
5/2005	The Kyoto agreement and Technology Spillovers	Rolf Golombek, Michael Hoel
6/2005	Labor supply when tax evasion is an option	Øystein Jørgensen, Tone Ognedal, Steinar Strøm
9/2005	The Fear of Exclusion: Individual Effort when Group Formation is Endogenous	Kjell Arne Brekke, Karine Nyborg, Mari Rege
11/2005	Tax evasion and labour supply in Norway in 2003: Structural models versus flexible functional form models	Kari Due-Andresen
16/2005	Prioritizing public health expenditures when there is a private alternative	Michael Hoel
17/2005	Young and Out: An Application of a Prospects-Based Concept of Social Exclusion	Oddbjørn Raau, Jon Rogstad, Knut Røed, Lars Westlie
18/2005	Immigrants on Welfare: Assimilation and Benefit Substitution	Tyra Ekhaugen
19/2005	Time and Causality: A Monte Carlo Assessment of the Timing-of-Events Approach	Simen Gaure, Knut Røed, Tao Zhang
20/2005	Organisational Change, Absenteeism and Welfare Dependency	Knut Røed, Elisabeth Fevang
21/2005	Extracting the causal component from the intergenerational correlation in unemployment	Tyra Ekhaugen
29/2005	Efficiency and productivity of norwegian tax offices	Finn R. Førsund, Sverre A.C. Kittelsen, Frode Lindseth
33/2005	Price regulation and generic competition in the pharmaceutical market	Dag Morten Dalen, Steinar Strøm, Tonje Haabeth
34/2005	American exceptionalism in a new light: a comparison of intergenerational earnings mobility in the Nordic countries, the United Kingdom and the United States	Markus Jäntti, Bernt Bratsberg, Knut Røed, Oddbjørn Raaum, Robin Naylor, Eva Österbacka, Anders Björklund, Tor Eriksson
35/2005	Earnings persistence across generations:	Tor Eriksson, Bernt Bratsberg,

Transmission through health?

Oddbjørn Raaum

1/2006

The Determinants of Occupational Pensions

Erik Hernæs, John Piggott,
Tao Zhang and Steinar Strøm



Frischsenteret

Stiftelsen Frischsenteret for samfunnsøkonomisk forskning er en uavhengig stiftelse opprettet av Universitetet i Oslo. Frischsenteret utfører samfunnsøkonomisk forskning i samarbeid med Økonomisk institutt ved Universitetet i Oslo. Forskningsprosjektene er i hovedsak finansiert av Norges forskningsråd, departementer og internasjonale organisasjoner. De fleste prosjektene utføres i samarbeid mellom Frischsenteret og forskere ved andre norske og utenlandske forskningsinstitusjoner.

Frischsenteret
Gaustadalléen 21
0349 Oslo
Tlf: 22958810
Fax: 22958825
frisch@frisch.uio.no
www.frisch.uio.no