

Rapport
2/2008

**Tjenestepensjon
og mobilitet på
arbeidsmarkedet**

Nina Skrove Falch



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

Tjenestepensjon og mobilitet på arbeidsmarkedet

Nina Skrove Falch

Sammendrag: Denne rapporten undersøker hvorvidt arbeidstakere påvirkes av pensjonene de får når de velger hvor de skal jobbe. Dette gjøres ved å se på folks valg av sektor i 2001 og 2003. Datagrunnlaget er administrative registerdata, og til estimeringen benyttes en conditional logit-modell. Analysen finner en signifikant, men svært liten påvirkning av pensjon på valg av sektor.

Nøkkelord: Tjenestepensjon, mobilitet, diskrete valg, registerdata

Kontakt: n.s.falch@frisch.uio.no, www.frisch.uio.no, tlf 22 95 88 39

Rapport fra prosjektet "Tjenestepensjoner og mobilitet på arbeidsmarkedet" (internt prosjektnummer 1306), finansiert av Arbeids- og inkluderingsdepartementet. Den er også skrevet som en masteroppgave til graden Master of Philosophy in Economics ved Universitetet i Oslo.

* Jeg vil gjerne takke mine veiledere Steinar Strøm og Erik Hernæs, samt Elisabeth Fevang og Tao Zhang for god hjelp og støtte underveis i dette arbeidet.

Innhold

1 Innledning	3
2 Pensjonssystemet	5
2.1 Generelt om pensjonssystemet	5
2.2 Om tjenestepensjonssystemet	6
2.2.1 Mobilitetshindre i dagens tjenestepensjonssystem	8
2.2.2 Mobilitetstriggere i dagens tjenestepensjonssystem	9
3 Teori og litteratur	10
3.1 Nyttmaksimering i arbeidsmarkedet	10
3.2 Perspektiver på mobilitet	11
3.3 Hvorfor avsluttes arbeidsforholdene?	12
4 Datamaterialet	13
4.1 Utvalget	15
4.2 Deskriptiv statistikk	20
4.2.1 Sektorene	21
4.2.2 De som flytter vs. de som ikke flytter	22
5 Metode	24
5.1 Modellen	25
5.2 De alternative inntektsstrømmene	28
5.2.1 Seleksjon	28
5.2.2 En løsning i dette tilfellet	29
5.2.3 Fremtidig inntekt	32
6 Estimeringen	42
7 Evaluering av modellen	47
8 Simulering av innføring av obligatorisk tjenestepensjon	50

9	Konklusjon	52
10	Referanser	54

1 Innledning

Dagens tjenestepensjonssystem innebærer i enkelte tilfeller at verdien av oppsparte tjenestepensjonsrettigheter påvirkes av om man bytter jobb. I den grad disse endringene i rettighetene ikke gjenspeiler endringer i produktivitet, og ikke kompenseres for gjennom lønssystemet, så vil ikke folk nødvendigvis jobbe der hvor de er mest produktive. Dette vil utgjøre et samfunnsøkonomisk tap. En del av målsetningene med pensjonsreformen har blant annet vært å redusere slike uønskede insentiveffekter.

Man kan komme med mange eksempler på at pensjonsutbetalingene påvirkes forholdsvis mye av om man er mobil på arbeidsmarkedet eller ei. I hvilken grad dette faktisk er noe folk bryr seg om, i den betydning at det er med og styrer den enkeltes beslutning om hvor han eller hun skal jobbe, er imidlertid et empirisk spørsmål. Dermed er også behovet for å fjerne eller redusere effektene for å redusere det samfunnsøkonomiske tapet de fører med seg et empirisk spørsmål. I det følgende skal dette spørsmålet drøftes gjennom å studere hva som påvirket folks valg av sektor i 2003. Med sektor menes her offentlig sektor, privat sektor med tjenestepensjon og privat sektor uten tjenestepensjon.

Det er andre former for mobilitet som også er interessant å studere, men som ikke blir behandlet her, for eksempel mobilitet mellom bedrifter og mobilitet mellom næringer. Det kan også være at valg av bedrift og/eller næring er en mer relevant problemstilling for den som skal bestemme seg for hvor han eller hun skal jobbe. Målet her er ikke å fange opp alle aspekter i forholdet mellom tjenestepensjon og tilpasning på arbeidsmarkedet. Til det er feltet for stort. Vi begrenser derfor mengden av alternativer til de tre sektorene nevnt overfor. Oppgaven er en forstudie. Målet har delvis vært å kartlegge hvorvidt noen av de nevnte effektene kan påvises gjennom en enkel modell, basert på en del grove antakelser om folks forventninger og alternativer. En mer grundig analyse vil kreve et mer utviklet modellapparat.

I del 2 beskrives det norske pensjonssystemet i grove trekk. Tjenestepen-

sjonssystemet blir beskrevet litt grundigere, og det gis eksempler på hvordan tjenestepensjonsrettighetene påvirkes av mobilitet. For enkelte vil det å skifte jobb eller sektor innebære et tap, mens for andre innebærer det en gevinst. I del 3 gjennomgås noe litteratur og teori om mobilitet og tilpasning på arbeidsmarkedet. Teorien gir noen holdepunkter i forhold til hva som legges vekt på av den enkelte når beslutningen om arbeidssted skal tas. Disse brukes i den økonometriske modellen senere. Videre beskrives datagrunnlaget. Utvalgsprosedyren forklares, og dataene sammenfattes i noen enkle tabeller. Vi ser for eksempel at de som skifter sektor i løpet av 2002 har en lavere gjennomsnittsalder enn de som ikke skifter, og menn er mer tilbøyelige til å skifte sektor enn det kvinner er.

I del 5 beskrives modellen som benyttes for å forklare valg av sektor i 2003. Vi benytter en multinomisk conditional logitmodell for å estimere en underliggende nyttefunksjon, som da gir svar på hva valg av sektor påvirkes av. Det antas at dette valget potensielt avhenger av nåverdien av lønnsstrømmen som den enkelte sektor vil gi under forutsetning om at man blir i samme sektor til pensjonsalder, nåverdien av pensjonsstrømmen, samt en generell kostnad knyttet til det å skifte sektor. Det gis også en forklaring på hvordan disse lønns- og pensjonsstrømmene er estimert og konstruert. Så presenteres og diskuteres estimatene. Vi finner en positiv signifikant marginalnytte av nåverdien av pensjonsstrømmen. Sammenlignet med marginalnyttens av nåverdien til lønnsstrømmen er den imidlertid liten.

I del 7 undersøkes det i hvilken grad modellen klarer å gjenskape de flyttestrømmene vi faktisk observerer mellom sektorene i løpet av 2002. Den praktiske relevansen til den estimerte marginalnyttens av nåverdien av pensjonsstrømmen drøftes i del 8, gjennom å simulere innføringen av obligatorisk tjenestepensjon (OTP) i sektoren som tidligere ikke hadde noen ordning, og se på hvor mye mer attraktiv denne sektoren blir som en følge av dette. Vi antar at lønnen i denne sektoren er upåvirket av denne innføringen. Effekten vi finner er svært liten. I del 9 konkluderes det derfor med at folk ser ut til

å vurdere pensjonene når de velger hvilken sektor de skal jobbe i, men de vektlegges ikke særlig mye. Forbehold må imidlertid tas i forhold til at det utvalget vi bruker i studien er mindre mobilt enn gruppen av fulltidsarbeidende som helhet, samt at modellen er en grov forenkling av folks avveininger i valget av arbeidssted. Alle beregninger er gjort ved hjelp av programpakken SAS 9.1.

2 Pensjonssystemet

2.1 Generelt om pensjonssystemet

Alderspensjonsutbetalingene som den enkelte får, kan deles inn i tre komponenter (NOU 1994:2, NOU1999:6))

- Grunnpensjon (fra folketrygden), som tilsvarer grunnbeløpet i folketrygden, G , for enslige pensjonister, og 85 % av G for ektefeller og samboende.
- Tilleggspensjon eller særtillegg (Fra folketrygden). Rett til tilleggspensjon kan

opptjenes i alderen 16 til 70 år. For inntekt mellom 1 G og 6 G tjener man antall pensjonspoeng tilsvarende $\frac{\text{Inntekt}-G}{G}$. For inntekt mellom 6 og 12 G får man pensjonspoeng tilsvarende $\frac{\text{Inntekt}-6G}{G}$. Etter 12 G får man ingen pensjonspoeng. Sluttpoengtallet er ved besteårsregelen gjennomsnittet av antall pensjonspoeng man har tjent de 20 årene man har tjent mest. Hvis man kun har opptjente pensjonspoeng fra før 1992 blir tilleggspensjonsutbetalingen 45 % av $G \times$ sluttpoengtallet. Hvis man kun har tjent pensjonspoeng etter 1992 blir tilleggspensjonsutbetalingen 42 % av $G \times$ sluttpoengtallet. Hvis man har tjent opp pensjonspoeng både før og etter 1992 så får man et veid gjennomsnitt av disse utbetalingene. Veiingen bestemmes av antall år man har jobbet før og etter 1992¹. Utbetalingene avkortes dersom man har mindre enn 40 år

¹Hvis man har 42 år med inntekt over 1 G , så vektes 45 % av $G \times$ sluttpoengtallet med antall år man hadde inntekt over 1 G fram til og med 1991. Vektingen av 42 % av $G \times$ sluttpoengtallet blir da 40 - antall år fram til og med 1991.

med inntekt over 1 G². Pensjonsforliket fra mai 2005 legger opp til å oppheve bestearsregelen, og i stedet innføre alleårsregelen. Dette betyr at ikke bare de beste 20, men alle inntektsårene teller med i beregningen av tilleggspensjon. Dette vil påvirke alle som er født etter 1950, men i varierende grad. De som er født etter 1965 vil få pensjonen sin fullt ut beregnet etter det nye systemet, mens det vil være en blanding for de som er født mellom 1950 og 1965. (St.melding 12: 2004 2005) Man får sært tillegg hvis dette er større enn den tilleggspensjonen man har rett på. Særtillegget ligger på rundt 80 % av G.

- Tjenestepensjon (Knyttet til jobben man har). Dette er utbetalinger som kommer i tillegg til folketrygden, for arbeidstakere som har jobbet i bedrifter med tjenestepensjonsordning.

2.2 Om tjenestepensjonssystemet

Det er en del variasjon i ordningene for tjenestepensjon. I offentlig sektor er alle dekket av en tjenestepensjonsordning, og deres ordning er såkalt ytelsesbasert. Total pensjonsutbetaling vil bli 66 % av sluttlønn hvis man har full opptjening, noe som tilsvarer 30 år. Ytelsesordningen i offentlig sektor er foreløpig skjermet for endringer i folketrygden. Uavhengig av hva som skjer med den, så vil altså total pensjon bli 66 % av sluttlønn. I privat sektor har man også ytelsesordninger, og fram til 2001 var dette den eneste formen for tjenestepensjon som ga støttefradrag. Det er imidlertid noen forskjeller fra ytelsesordningene i offentlig sektor. For det første varierer kompensasjonsgraden. Noen ligger under 60 %, mens andre har opp til 70 % kompensasjon, og da spesielt bedrifter i finansnæringen (Veland et al 2006, 20). For det andre er det ikke slik at man automatisk kompenseres for endringer i folketrygden (St.melding 5, 2006 2007, kap. 3.4). Avtalen fastsetter differansen mellom ytelsen og nivået på forventet folketrygd. Ytelsesordningene i offentlig sektor

²Egne ordninger finnes for de som var over 30 år i 1967, da folketrygden og systemet med pensjonspoeng ble innført.

kalles derfor ofte bruttoordninger, mens de i privat sektor kalles nettoordninger.

I privat sektor er det mange bedrifter som går over til innskuddsordninger. Mange de nye avtalene som er tegnet etter innføringen av obligatorisk tjenstepensjon er slike ordninger (Veland et al 2006, 16). Her avtales innskuddene, altså hvor mye som skal spares i pensjonsordning for hver enkelt arbeidstaker, gjerne som en andel av lønna. Ytelsene blir dermed bestemt av hvor mye som spares, og avkastningen på denne sparingen. I motsetning til ytelsesordningene er altså utbetalingen man får fra en innskuddsordning uavhengig av folketrygden.

Hvor stor andel av totale pensjonsutbetalinger som utgjøres av tjenstepensjon vil avhenge av sluttlønna hvis man har en ytelsesordning. Dette er fordi ytelsesordningene motvirker den omfordelende funksjonen som folketrygd-pensjonene har. Dette skyldes at for lavtlønnede ligger folketrygdytelsene mye nærmere 66 % av sluttlønna enn de gjør for høytlønnede. Veland et al (2006) beregninger viser at tjenstepensjonenes andel av de totale pensjonsytelsene vil variere mellom 0 og 23 % i kommunen og mellom 8,5 og 48 % i industrien. De lavtlønnede i kommunen bidrar altså til pensjonssparekassen uten å få noe igjen for det, og det er arbeidstakere med høyest lønn som får mest igjen for å ha en ytelsesordning.

Veland et al (2006, 45) anslår at ved utgangen av 2002 var 600 000 av alle ansatte i privat sektor ikke omfattet av en tjenstepensjonsordning. I 2004 var dette tallet 550 000. Veland et al anslår også at det i 2002 var kun 13000 arbeidstakere som var med i en innskuddsordning. Nesten alle som hadde tjenstepensjonsavtale var altså dekket av en ytelsesordning. De fleste ytelsesordninger i privat sektor har også livslang utbetaling. (St.melding nr 5 2006-2007). Forskjellene mellom privat og offentlig sektor er økende, siden de som er dekket av innskuddsordning i privat sektor er en sterkt voksende gruppe. Veland et al. (2006, 244) skriver at i 2010 vil antallet arbeidstakere som er dekket av en innskuddsordning være dobbelt så høy som antallet

som er dekket av ytelsesordning. Dette skyldes først og fremst at nesten alle bedrifter som berøres av OTP tegner innskuddsavtaler, da dette gir mer kontroll på kostnadene for bedriften. Mange bedrifter velger også å endre fra en eksisterende ytelsesordning og til innskuddsordning. Eksempler på dette er Telenor, Posten, Orkla og Elkem (Veland et al 2006, 49)

2.2.1 Mobilitetshindre i dagens tjenestepensjonssystem

Overføringsavtalen fra 1972 forsikrer at man kan skifte arbeidssted innad i offentlig sektor, uten at dette får følger for opptjeningen av pensjonsrettigheter. Tilpasningen innad i offentlig sektor skal altså være godt ivaretatt. Det finnes imidlertid mekanismer som hindrer mobiliteten fra offentlig sektor til privat sektor. Etter 30 år i offentlig sektor har man opptjent rett til full tjenestepensjon. Hvis man flytter til privat sektor endres imidlertid denne grensen til 70 år fratrukket alderen i det man begynte i offentlig sektor hvis dette tallet overstiger 30, og maksimalt til 40 år. Hvis man startet i offentlig sektor i en alder av 25 og flytter til privat sektor etter 28 år får man altså ikke med seg 28/30 av pensjonsrettighetene, men 28/40. Det at offentlige ytelsesordninger er bruttoordninger, kan også hindre mobiliteten fra offentlig sektor til privat sektor, hvis arbeidstakerne forventer at pensjonen fra folketrygden skal svekkes, siden ytelsesordningene i privat sektor gjerne er utformet for å være et tillegg til folketrygden. Pensjonskommissjonen foreslo å også gjøre de offentlige tjenestepensjonene om til nettoordninger, for å motvirke denne effekten (NOU 2004:1). Dette vil medføre at offentlige ansatte rammes på lik linje som private ansatte av nedskjæringer i folketrygden. Flytting innad i privat sektor, samt mellom offentlig og privat sektor innebærer at de pensjonsrettighetene man har opptjent gjøres om til en fripolise. Såfremt man har en ytelsesordning, er verdistigningen på de pensjonsrettighetene man har, det samme som lønnsveksten. Verdistigningen på fripolisene er en andel av den eventuelle avkastningen som overgår en grunnrente. I praksis er det ganske lav verdistigning på fripolisene, slik at det kan innebære et tap å

få sine eksisterende tjenestepensjonsrettigheter omgjort til en fripolise.

Hvis man har jobbet i mange ulike bedrifter, og har pensjonsrettigheter mange steder, vil man sitte på mange slike fripoliser etter hvert, som alle sammen har ganske lav verdistigning. Totalt opptjent pensjon vil derfor kunne falle som en funksjon av mobiliteten.

Alt i alt vil det oftest innebære en større reduksjon av verdiene på tjenestepensjonen om man flytter fra en offentlig virksomhet til en privat, enn omvendt. I begge tilfeller omgjøres de tjenestepensjonsrettighetene man har til en fripolise, men hvis man flytter fra offentlig til privat sektor vil altså økningen i delingstallet komme i tillegg. Hindrene for mobilitet mellom sektorer er altså større ut av offentlig sektor enn ut av privat. Tilsvarende en hindrene for mobilitet mellom bedrifter innad i privat sektor større enn hindrene for mobilitet mellom virksomheter innad i offentlig sektor.

2.2.2 Mobilitetstriggere i dagens tjenestepensjonssystem

Det er verd å merke seg at i enkelte tilfeller vil den enkelte også kunne øke sin pensjon ved å skifte jobb, og dette skyldes at full opptjening innenfor de fleste ordninger oppnås etter 30 år. Et eksempel er en person som er 35 år, og som har jobbet i en privat bedrift i 10 år. Vedkommende vurderer å skifte til en jobb i offentlig sektor. Det vil innebære at pensjonsrettighetene fra privat sektor omgjøres til en fripolise, som har visse administrasjonskostnader knyttet til seg, som innebærer en viss reduksjon i verdi. Hvis vedkommende flytter til offentlig sektor, er han fortsatt så ung at han har tid til å opparbeide fulle tjenestepensjonsrettigheter før han går av med pensjon. Det å flytte til offentlig sektor for denne personen innebærer at han får full utbetaling fra den offentlige ordningen, samt utbetaling fra fripolisen. Hvis han blir i den samme private bedriften til pensjonsalderen, vil ikke de eksisterende rettighetene omgjøres til en fripolise med administrasjonskostnader. Etter 30 år stopper imidlertid opptjeningen, slik at når han går av med pensjon, har han kun utbetaling fra denne ene ordningen. Det er altså lett tenkelig at personen får

høyere pensjon ved å skifte jobb, enn å ikke gjøre det. Implikasjonen av dette er at personen kan komme til å skifte til offentlig sektor, selv om han er mer produktiv i privat sektor. Dette er også et samfunnsøkonomisk tap.

Problemet med dagens tjenstepensjonssystem er altså ikke bare at det hindrer mobilitet. Det kan også framprovosere mobilitet som ikke er samfunnsøkonomisk lønnsom. Hvilken effekt som dominerer vil avhenge av mange forhold. I den grad de ikke nøytraliserer hverandre vil de gi gale insentiver, og kan i prinsippet vri folk vekk fra de arbeidsplassene hvor de er mest produktive.

3 Teori og litteratur

3.1 Nyttmaksimering i arbeidsmarkedet

Mye av samfunnsøkonomiens grunnantakelser kan sies å sammenfattes i følgende setning: "Consumers choose the most preferred bundle from their budget sets". (Varian 1996, 73) Aktørene velger det som gir mest nytte, gitt de ressursene de har til rådighet og de valgmulighetene de står overfor. Når det gjelder tilpasningen på arbeidsmarkedet så kan den tiden man har til rådighet brukes til å jobbe, og få penger til konsum, eller den kan brukes til fritid. En jobb har mange egenskaper, blant annet lønn, antall arbeidstimer per uke, og det generelle ubehaget som er knyttet til jobben. Nytten av å ha jobb j , kan derfor beskrives som $U(W_j, P_j, N_j, D_j)$. Her er W_j lønnen, P_j pensjonen, N_j antall arbeidstimer per uke, og D_j er andre forhold ved jobben enn lønn, pensjon og arbeidstid. Noen av disse forholdene kan være av positiv art, mens andre kan være ubehag ved jobben, ut over antall arbeidstimer. Nytten må forventes å være voksende i W og P - Jo høyere lønn man har, jo mer konsum kan oppnås for gitt mengde fritid og andre egenskaper ved jobben. Gitt at D_j kun dreier seg om negative forhold ved jobben, vil nytten være fallende i de to andre variablene. D_j kan for eksempel være nattarbeid, helserisiko, risiko for å miste jobben, eller flyttekostnad knyttet til de jobbene man ikke

har. Varians setning sier altså at en aktør vil velge jobb j foran jobb i dersom

$$U(W_j, P_j, N_j, D_j) \geq U(W_i, P_j, N_i, D_i) \quad (1)$$

Teorien om kompensierende lønnsforskjeller impliserer at jobber som har høyt ubehag, høy D_j , også vil ha en høy W_j , nettopp for å kompensere for dette. Det er imidlertid ikke lett å finne belegg for en slik sammenheng i norske data. (Barth, 1998, 253).

Kanskje kan vi si dermed forutsi at de som kan få høyere lønnskompensasjon ved å skifte sektor vil ha høyere sannsynlighet for si opp og gjøre dette, hvis vi kontrollerer for arbeidstid, selv om vi ikke kontrollerer for ubehaget, D_j .

3.2 Perspektiver på mobilitet

Jovanovic (1979) beskriver to ulike perspektiver på sirkulasjon av arbeidstakere på arbeidsmarkedet.

Det første perspektivet er search good modellene. Kvaliteten på en arbeidsrelasjon, eller hvor høy produktivitet en arbeider kan ha i en bedrift, er da kjent ex ante, for både arbeidstakeren og arbeidsgiveren. Alle trekk ved en potensiell arbeidsgiver eller arbeidstaker kan observeres. Mobilitet blir sett på som frivillige bevegelser mot mer produktive arbeidsforhold. Fra arbeidstakerens synsvinkel kan dette sees ut fra at jo mer produktiv en arbeidsrelasjon er, jo høyere vil marginalproduktet av ham eller henne være, slik at det vil være mulig å forhandle seg fram til en høyere lønn. Dette betyr at om enten arbeidstakeren eller arbeidsgiveren finner et bedre alternativ, vil det eksisterende arbeidsforholdet ta slutt, og arbeideren finner en ny jobb, og bedriften ansetter en ny arbeidstaker.

Det andre perspektivet er experience good modellene. Her antas at hverken arbeideren eller arbeidstakeren kjenner den eksakte kvaliteten på arbeidsrelasjonen før den har fått vare en stund. En arbeider vil derfor skifte jobb

hvis han eller hun tror at produktiviteten vil bli større i en annen bedrift. En arbeidsgiver vil på sin side tilby den lønnen som tilsvarer arbeiderens forventede produktivitet, basert på det han er i stand til å observere.

Search goodperspektivet impliserer at en arbeider har mindre sannsynlighet for å slutte frivillig når alderen øker. Dette er fordi det blir mindre og mindre sannsynlig å finne en mer produktiv arbeidsrelasjon jo mer produktiv den eksisterende arbeidsrelasjonen er. Hvis det er slik at erfaringen på arbeidsstedet også gjør at man tilegner seg bedriftsspesifikk humankapital, og dermed blir mer produktiv jo lenger man har vært der, er det også mindre sannsynlig å få sparken, jo eldre man blir.

Experience goodperspektivet impliserer ikke dette like sterkt. Man kan være uheldig å skifte til en jobb som viser seg å være mindre produktiv enn man hadde forventet, slik at det er ikke sikkert at kvaliteten på arbeidsrelasjonene man er i, stiger med alderen. Innenfor experience goodperspektivet kan man også forstå hvorfor folk velger å ikke skifte jobb, selv om forventet nytte i den alternative jobben er høyere enn nytten i den jobben man har. Nyttien ved den nye jobben er ukjent, og hvis man er risikoavers, vil man kunne foretrekke en lavere, men sikker nytte mot en usikker nytte med høyere forventet verdi. Folk tenderer til å bli der de er fordi de ikke vet hva som møter dem hvis de skifter. Hvis dette stemmer, vil vi se at kun folk som har mye å tjene på å flytte, vil velge å flytte. Ut fra likning 1 kan dette beskrives som at ubehaget, $D_j > D_i$ hvis man er i jobb i , rett og slett fordi de er i jobb i .

3.3 Hvorfor avsluttes arbeidsforholdene?

Oppløsningen av et arbeidsforhold kan skyldes at arbeidstakeren slutter frivillig, eller at han mister jobben (layoff), eller en kombinasjon av disse to. Gielen og van Ours (2006) argumenterer for at hvis en arbeidstaker er dårlig betalt sammenlignet med hva han kunne fått andre steder, så er sannsynligheten for at arbeidstakeren sier opp større, enn om han hadde vært rela-

tivt godt kompensert. På den andre siden, hvis lønningen blir for høy, øker sannsynligheten for at arbeidsgiveren skal si opp vedkommende. Dette impliserer at både de som er relativt sett lavt kompensert, og de som er veldig godt kompensert skal ha høyere sannsynlighet for å skifte sektor enn de som ligger midt i mellom. De som har den kompensasjonen som de kan forvente å få, vil ha mindre insentiver til å si opp jobben, og de har også mindre sannsynlighet for å bli sagt opp. Gielen og van Ours finner også at mellom 1993 og 2002 avsluttes mindre enn 15 % av arbeidsforholdene fordi arbeidstakeren mister jobben. I 2002 er denne andelen enda mindre, 12,5 %. I den grad dette resultatet kan generaliseres til Norge, så er det altså i hovedsak arbeidstakeren som avslutter et arbeidsforhold. Det kan imidlertid tenkes at denne andelen avhenger av konjunktursituasjonen. I Figur 1 ser vi andelen av separasjonene som skyldes at arbeidstakeren har mistet jobben i Nederland sammen med BNP-veksten per capita i Nederland og Norge³. Det ser ut til at denne sammenhengen er negativ i Nederland, at i lavkonjunktur er det flere av separasjonene som skyldes at arbeidstakeren mister jobben. Med så få observasjoner blir sammenhengen imidlertid ikke signifikant⁴. Hvis layoff-andelen i Norge er lav i 2002 skjer de fleste sektorbyttene frivillig. I den grad det er sånn, så vil vi altså forvente å se at de som har lav lønn i den sektoren de er, i forhold til hva de kunne fått i en annen sektor, vil skifte sektor.

4 Datamaterialet

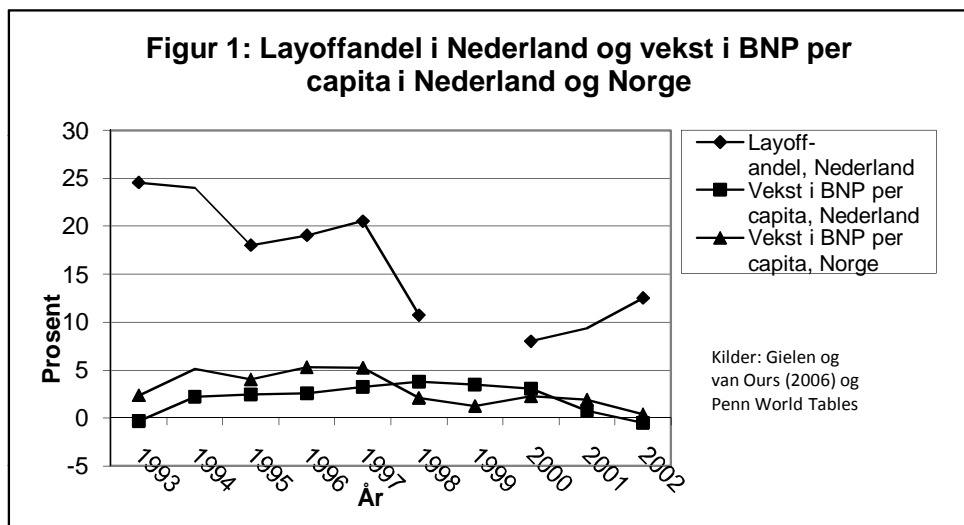
Det empiriske grunnlaget for denne analysen er administrative registerdata fra Statistisk sentralbyrå. Dette er demografiske register og arbeidstakerregisteret fra 2001 og 2003, samt register over opptjente pensjonspoeng og

³Tallene på vekst i BNP per capita i Norge og Nederland er hentet fra Penn World Table.

http://pwt.econ.upenn.edu/php_site/pwt_index.php

⁴Følgende OLS-regresjon kjøres:

$$\text{Layoffandel}_t = \alpha + \beta(\text{Vekst i BNP per capita})_t + \epsilon_t. \hat{\beta} = -0,5353 \text{ og } \hat{t} = 0,31$$



trygderegister. En bedriftsundersøkelse (ABU-undersøkelsen) gjennomført av Statistisk sentralbyrå i 2003 (Holt, 2003) blir også brukt. Lederne i 2358 norske bedrifter ble da intervjuet om bedriftsspesifikke forhold. Trygderegistret inneholder informasjon om hvilke personer som mottar tjenestepensjon. Denne informasjonen, koblet sammen med opplysninger om hvor den enkelte har jobbet de siste årene, gir kjennskap til en del bedrifters tjenestepensjonsstatus. ABU-undersøkelsen bidrar til at vi vet tjenestepensjonsstatusen til enda flere bedrifter. De demografiske registrene inkluderer hele befolkningen i Norge. Herfra har vi opplysninger om kjønn, alder, utdanning, bosted, sivilstatus, og det er også mulig å finne ut hvor mange barn vedkommende har fra dette registeret. Arbeidstakerregisteret inkluderer alle arbeidsforhold. Her er opplysningene på arbeidsforholdsnivå. En arbeider kan altså være registrert med flere arbeidsforhold per år. Vi har opplysninger om forventet arbeidstid på en svært grov skala, bruttolønn per år og institusjonell sektorkode, som

kan brukes til å bestemme om bedriften er i privat eller offentlig sektor⁵.

4.1 Utvalget

Datamassen er stor. Delvis på grunn av problemstillingen, og delvis på grunn av begrensninger i dataene, må utvalget reduseres.

Tabell 1: Datagrunnlaget

1	Antall sysselsatte i løpet av 2001	2156740
2	Antall fulltidsansatte i løpet av 2001	1639362
3	i bedrifter vi kjenner TP-status på	904462
4	Som jobber i kun en sektor	894 456
5	Som jobber hele året	655636
6	Som tilfredsstillt krav 1-5 også i 2003	495033
7	Finnes i demografi-fil	493193
8	Inntekter mellom 100 000 og 2 000 000 begge år	486197
9	Under 60 år i 2003	457205
10	Skifter ikke sektor passivt	451633
11	Ingen manglende demografiske opplysninger	451274

Siden problemstillingen dreier seg om mobilitet mellom sektorene, og sektorene er definert ut fra om de har tjenstepensjon eller ikke, trenger vi å vite tjenstepensjonsstatusen til de i utvalget. For å få til dette, må enten bedriften høre til i offentlig sektor, eller bedriften må ha vært med i ABU-undersøkelsen, eller hatt folk ansatt i etter 1997 som gikk av med pensjon før 2001⁶. På grunn av behovet for informasjon tar vi altså kun med de per-

⁵Jeg har definert følgende institusjonelle sektorkoder som offentlig: 110, 510, 550, 150, 190, 610, 630, 630, 660 og 680.

⁶Hvis en person er 68 år eller eldre i 2001, og ikke er i jobb dette året, samtidig som vedkommende ikke mottar tjenstepensjonsutbetaling, så slutter vi at de bedriftene denne personen har jobbet i etter 1997 ikke har en tjenstepensjonsordning så lenge personen jobbet der lenge nok og hadde stor nok stilling til å bli innmeldt i bedriftens eventuelle tjenstepensjonsordning. Grensen er satt ved minimum ett års ansiennitet, og minimum 100 000 kr utbetalt i lønn. Grunnen til å ikke gå lenger tilbake enn til 1997 er at det

sonene som både i 2001 og i 2003 arbeidet i en bedrift som vi var i stand til å bestemme tjenestepensjonsstatusen på. Vi ser fra Tabell 1 at vi mister en del arbeidstakere på grunn av dette. For å kunne definere presist hvilken sektor en person jobber i, tas kun de som ikke jobber i flere enn en sektor med i utvalget. Noen av personene i arbeidstakerregisteret har flere enn ett arbeidsforhold reistrert på seg, men for å bli med i utvalget må altså alle disse tilhøre samme sektor.

For å kunne analysere flytterne, er det også nødvendig med demografiske opplysninger. Når utvalget betinges på at det må være mulig å finne demografiske data, så utelates personer som arbeider i Norge, uten å være bosatt her permanent.

I utgangspunktet kunne det vært interessant å se på alle arbeidstakere. Før tjenestepensjonsreformen i 2006 var det imidlertid større krav til stillingsbrøk for å bli innlemmet i en pensjonsavtale. De aller minste stillingene er derfor ikke så relevante, ut fra problemstillingen. De opplysningene vi har om arbeidstid, er også ganske grovkornet. Dette blir et problem når man skal tolke de utbetalte lønningene. Den første kategorien er 4-19 timer, den andre er 20-29 timer, og den tredje er over 30 timer. Den siste kategorien betegnes som fulltid. Også innenfor denne kategorien er det et stort spenn. Alle stillinger mellom 80 - 100 % vil falle inn under denne. Det er imidlertid et enda større spenn i de andre kategoriene. Alle stillinger mellom 10 og 50 % vil falle inn i den første, mens alle mellom 50 og 80 % vil falle inn i den

eneste vi egentlig kan slutte, er at bedriften ikke hadde en tjenestepensjonsordning da vedkommende jobbet der. Siden vi er interessert i å vite hvilke bedrifter som hadde en slik ordning i 2001 og i 2003 kan vi derfor ta feil om vi antar at bedrifter som ikke hadde en tjenestepensjonsordning i et gitt år før 2001 heller ikke hadde det i 2001. Feilen må nødvendigvis bli større jo lenger tilbake i tid man setter grensen. Tidsvinduet trenger imidlertid en viss utstrekning for å fange opp nok personer som både er i jobb, og er avgått med pensjon i løpet av perioden. Fireårsperioden mellom 1997 og 2000 er altså et kompromiss i så henseende. En bedrift karakteriseres som en tjenestepensjonsbedrift dersom alle personer som har jobbet i denne bedriften i løpet av perioden fra 1997 til 2001 mottar tjenestepensjonsutbetaling i 2001 hvis de er over 68 år i 2001. Når det gjelder bedrifter som er med i ABU-utvalget, og denne metodens konklusjon ikke samsvarer med svaret som er gitt i ABU-undersøkelsen, er svaret fra ABU-undersøkelsen overstyrende.

andre. Kategoriene angir også forventet arbeidstid, slik at en person fint kan ha en kontrakt på 25 % stilling, og dermed havne i den første kategorien, men likevel, på grunn av vikartimer og overtid jobbe full tid. Siden vi har opplysninger om faktisk utbetalt lønn, og ikke kontraktfestet lønn, skaper dette mye usikkerhet. Valget har falt på å se på fulltidsarbeidende, både ut fra at dette er mest relevant for problemstillingen, og fordi dette gir det sikreste tallmaterialet.

I arbeidstakerregisteret er det også en del forsinkelser og feilrapporteringer. ("Arbeidstager- og LTO-registrene", internt notat). Et problem som ser ut til å gå igjen er at arbeidsforhold ikke meldes ut av arbeidstakerregisteret selv om de er avsluttet. Det ser også ut til å være en del feil i rapporteringen av hvor lenge et arbeidsforhold har vart. For å redusere dette problemet er alle de som står oppført med flere enn en fulltidsjobb på samme tidspunkt tatt ut av utvalget. Hvis man vet at en person arbeidet fulltid i 200 dager i løpet av 2001 i en jobb, kunne man i prinsippet veie utbetalt lønn mot antall dager arbeidsforholdet varte, for å få et anslag på årslønna i denne bedriften. Det er desverre en del som står oppført med uforholdsmessig få arbeidsdager i forhold til lønn, slik at årslønna blir urimelig høy⁷. Fremgangsmåten med veiing av lønn i forhold til antall dager, ser altså ut til å være en stor feilkilde. Derfor er kun de som var i jobb hele 2001 og 2003 med i utvalget. Dette gjøres for å få et mest mulig realistisk bilde av arbeidsforholdet i forkant, og i etterkant av et eventuelt jobbskifte. Når vi kun ser på folk med lønninger over 100 000, så er dette for å sette en nedre grense for hva som er en rimelig årslønn. Hvis en fulltidsarbeider står med en årslønn under 100 000, så antas det at det må være en feil, enten når det gjelder angivelsen av forventet arbeidstid, eller på opplysningen om antall arbeidsdager i løpet av året. Når det gjelder begrensningen oppover til 2 000 000 kan den begrunnes med at de som tjener over 2 000 000 er ganske få, de har andre arbeidsforhold og annen

⁷I en del tilfeller ser det ut som om arbeidsforholdet har vart i kun én dag, mens utbetalt lønn er en helt ordinær årslønn.

atferd enn personer med mer normale arbeidsinntekter. I analysen under er vi også interessert i å finne ut om arbeidstakerne vektlegger muligheten til å tjene opp tjenestepensjonsrettigheter når de velger arbeidssted. I mange sammenhenger blir ikke nye arbeidstakere over 60 år innmeldt i bedriftens tjenestepensjonsordning. For å være sikker på at personene vi ser på faktisk har utbytte av bedriftens tjenestepensjonsordning, så utelates alle personer som er over 60 år i 2003 fra utvalget.

Når vi observerer at en person arbeider i en annen sektor i 2003 enn vedkommende gjorde i 2001 kan dette skyldes at personen har skiftet til en ny jobb, som befinner seg i en annen sektor enn den han var i før. Det kan imidlertid også skyldes at bedriften som personen jobber i har endret sektor i løpet av 2002, for eksempel gått fra offentlig til privat, eller tegnet tjenestepensjonsavtale i løpet av året. Disse er også tatt ut av utvalget, for å kunne fortolke skifte av sektor i løpet av 2002 som et aktivt valg. De aller fleste som faller ut av utvalget som en følge av dette kriteriet, er de som jobber i bedrifter som skaffer seg tjenestepensjon i løpet av perioden vi ser på.

Ut fra Tabell 1 ser vi at vi mister veldig mange observasjoner, og det kan være grunn til å sette spørsmålstegn ved hvem det er som forsvinner ut av utvalget vårt når vi begrenser det på denne måten. For det første blir offentlig sektor sterkt overrepresentert. Mange ansatte i privat sektor tas ut av utvalget, siden kjennskap til deres tjenestepensjonsstatus er avhengig av at vi klarer å kartlegge dem enten i metoden som er beskrevet overfor, eller gjennom ABU-undersøkelsen. For det andre har vi nok et skjevt utvalg fra privat sektor også. ABU-utvalget inneholder kun bedrifter med 11 ansatte eller mer (Holt, 2003, 5). Alle bedrifter med 301 ansatte eller mer er med i undersøkelsen, men bare et utvalg av mindre bedrifter. Dermed er de store private bedriftene overrepresentert. Veland et al (2006, 47) finner at det er stor sammenheng mellom bedriftsstørrelse og tjenestepensjon. Siden kun bedrifter med 11 ansatte eller mer er med i dette utvalget, vil altså ansatte

i bedrifter uten tjenestepensjon være underrepresentert i ABU-utvalget. Det kan også være viktige systematiske forskjeller mellom bedrifter som har eldre ansatte, slik at de kan kartlegges gjennom den metoden beskrevet i fotnote 6, og de som ikke har det.

Tabell 2: Alle fulltidsansatte, ansatt hele 2001

Gjennomsnittsalder	42.0 år
Gjennomsnittlig utdanning	12.30 år
Gjennomsnittslønn, 2001	313 902
Mannsandel	50.9 %
Andel i off. sektor 2001	34 %

Tabell 3: Vårt utvalg

Gjennomsnittsalder	43.12 år
Gjennomsnittlig utdanning	13.89 år
Gjennomsnittslønn 2001	330 498
Mannsandel	59 %
Andel i off.sektor, 2001	67 %

Vi ser at utvalget vårt skiller seg fra den totale gruppen av heltidsansatte. Kriteriene våre har ført til at vi sitter igjen med en andel som jobber i offentlig sektor på hele 67 %, mot 34 % som man får hvis man ser på hvordan alle de fulltidsansatte fordeler seg. Det er også sannsynlig at dette utvalget er mindre mobilt enn den totale gruppen av fulltidsansatte, siden vi ikke tar med noen av de som i løpet av perioden fra 2001 til 2003 flytter til eller fra private bedrifter som vi ikke kjenner tjenestepensjonsstatusen på. De som i løpet av 2001 eller 2003 skifter sektor er heller ikke tatt med. Alle disse begrensningene resulterer i at vi sitter igjen med at utvalg som har høyere, lønn, utdannelse, alder og mannsandel enn landsgjennomsnittet. Generaliserbarheten av resultatene ut over utvalget skal man derfor være forsiktig med. Når vi finner flyttesannsynlighetene kan vi dermed ikke anta at

dette er flyttesannsynlighetene som gjelder for befolkningen som helhet, siden dette utvalget per definisjon er mindre mobilt enn resten av befolkningen. Det kan likevel være interessant å bruke utvalget til å si noe om hva den mobiliteten vi observerer påvirkes av.

4.2 Deskriptiv statistikk

Tabell 4a gir en grov oversikt over datamaterialet vi har. Vi ser at vi har en stor overvekt av offentlig sektor, og at i underkant av halvparten av de som jobber i privat sektor ser ut til å være dekket av en tjenstepensjonsordning. Vi ser også at mobiliteten mellom sektorene generelt sett er lav. I overkant av 1 % skifter sektor i løpet av 2002. Litt over 0.5 % beveger seg mellom offentlig og privat sektor.

Tabell 4a: Observert sektorfordeling

		2003			
		Offentlig	Privat med TP	Privat uten TP	Alle
	Offentlig	302172	500	419	303097
2001	Privat med TP	672	67419	916	68930
	Privat uten TP	869	1289	77189	79247
	Alle	303708	69133	78433	451274

Tabell 4b viser fordelingen mellom offentlig og privat sektor på det utvalget vi har av fulltidsarbeidende både i 2001 og 2003 når vi ikke trenger å vite tjenstepensjonsstatus.

Tabell 4b: Overganger mellom sektorer

		2003		
		Offentlig	Privat	Alle
	Offentlig	328452	9232	337684
2001	Privat	11218	609335	621553
	Alle	340670	618567	959237

I Tabell 4b er andelen av de som jobber i offentlig sektor i 2001 som flytter til privat sektor i løpet av 2002 på 2,7 %. I Tabell 4a er denne andelen kun 0,3%. I tabell 4b er andelen av de som jobber i privat sektor i 2001 som flytter til offentlig sektor i løpet av 2002 på 1,8 %, mens denne andelen kun er på 1 % i tabell 4a. Dette viser at vi mister en del av de mest mobile menneskene når vi betinger på at de både i 2001 og i 2003 må være i en bedrift som vi kjenner tjenstepensjonsstatusen på. I utvalget i Tabell 4b er det i overkant av 2 % som skifter sektor i løpet av 2002.

Tabell 5 - 8 beskriver forskjeller mellom sektorene, og mellom de som skifter og de som ikke skifter sektor.

4.2.1 Sektorene

Fra kolonnen lengst til høyre i Tabell 5 ser vi at de som jobbet i offentlig sektor i 2001 har en høyere gjennomsnittsalder enn de som jobbet i privat sektor i samme periode. Det er også en liten aldersforskjell mellom de som jobber i privat sektor med- og uten tjenstepensjon, uten at dette er like utpreget. Tabell 6 viser at i den delen av utvalget som jobber i offentlig sektor i 2001, er mannsandelen på 51 %, mens den er over 75 % i privat sektor. Tabell 7 viser at offentlig sektor i gjennomsnitt har et høyere utdanningsnivå enn privat sektor med tjenstepensjon, som igjen har et høyere utdanningsnivå enn privat sektor uten tjenstepensjon, og privat sektor ser ut fra Tabell 8 ut til å ha et høyere lønnsnivå enn offentlig sektor.

Tabell 5: Gjennomsnittsalder

Sektor 2001:	Skifte av sektor		
	Nei	Ja	Alle
Offentlig	43.88	37.78	43.86
Privat med TP	41.83	39.02	41.77
Privat uten TP	41.53	38.64	41.45
Alle	43.17	38.60	43.12

Tabell 6: Mannsandel

Sektor 2001:	Skifte av sektor		
	Nei	Ja	Alle
Offentlig	51 %	64 %	51 %
Privat med TP	77 %	72 %	77 %
Privat uten TP	75 %	74 %	75 %
Alle	59 %	71 %	59 %

Tabell 7: Gjennomsnittlig utdanningslengde

Sektor 2001:	Skifte av sektor		
	Nei	Ja	Alle
Offentlig	14.40 år	14.52 år	14.41 år
Privat med TP	13.03 år	13.96 år	13.05 år
Privat uten TP	12.62 år	13.83 år	12.66 år
Alle	13.89 år	14.01 år	13.89 år

Tabell 8: Gjennomsnittlig lønn i 2001

Sektor 2001:	Skifte av sektor		
	Nei	Ja	Alle
Offentlig	315336	325711	315367
Privat med TP	383084	400227	383479
Privat uten TP	340978	388228	342257
Alle	329983	379979	330498

4.2.2 De som flytter vs. de som ikke flytter

Parrado et al. (2007) har sett på amerikanske data for perioden mellom 1969 og 1993, og funnet ut at arbeidstakere som skifter næring og yrke skiller seg systematisk fra de som ikke skifter. Det å skifte sektor slik dette er definert her, er ikke det samme som å skifte næring. Man kan skifte næring uten å skifte sektor, og man kan skifte sektor uten å skifte næring, men de to formene

for mobilitet kan kanskje sies å ha noen fellstrekk, og sannsynligvis noen felles bakenforliggende faktorer. Parrado et al finner at menn skifter næring og yrke oftere enn kvinner. De som tjener mye har lavere sannsynlighet til å skifte næring og yrke enn de som tjener lite. Eldre skifter skjeldnere enn yngre, og høyt utdannede mindre enn lavt utdannede. Fra Tabell 5 ser vi at vårt utvalg bekrefter Parrado et als funn når det gjelder alder. De som skifter sektor er i gjennomsnitt yngre enn de som ikke skifter, både når vi ser på utvalget som helhet, og når vi deler inn i hvilken sektor de jobbet i i 2001. Tabell 6 viser at i utvalget som helhet så skifter menn oftere enn kvinner. Dette er også det samme som Parrado et al har funnet. Når vi splitter opp etter sektor i 2001, så ser vi imidlertid at dette kun gjelder for offentlig sektor. Mannsandelen blant de som flytter ut av offentlig sektor er større enn blant de som blir igjen. I privat sektor er det imidlertid motsatt. Mannsandelen blant de som flytter ut av privat sektor med - og uten tjenestepensjon er lavere enn den er blant de som blir. Så langt kan vi altså si at vi har bekreftet Parrado et als funn. Tabell 7-8 viser imidlertid et annet mønster enn Parrado et al fant. Det ser ut til å være de som har høyest lønn i utgangspunktet som flytter. Utdanningsnivået er også høyere i gjennomsnitt blant de som flytter enn blant de som blir. Analyse av disse tabellene gir imidlertid ikke så mye innsikt, siden de kun ser på en og en variabel isolert. Det kan tenkes at det er et korrelasjon mellom variablene, slik at bruttoeffekten, slik den viser seg i disse tabellene, egentlig ikke sier så mye. En økonometrisk analyse av denne atferden, hvor skifte av sektor forklares med nettopp de fire variablene som vi har vært innom i tabellene, vil kunne isolere hver enkelt effekt.

En slik analyse gir følgende resultater:

Tabell 9: Effekten på flyttesannsynligheten

	Estimat	Pr<ChiSq
Konstantledd	-2.8618	<000.1
Alder	-0.0573	<000.1
Utdanning	-0.0316	<000.1
Lønn, 2001	2.495×10^{-6}	<000.1
Mann	0.2822	<000.1

Her er det sannsynligheten for å skifte sektor som er modellert, og koeffisientene forklarer hvilken retning sannsynligheten for å flytte endres, om variabelen skulle øke med en enhet⁸. Da ser vi at Parrado et als funn angående utdanning bekrefte. Et år ekstra utdanning reduserer sannsynligheten for å skifte sektor. Høyere lønn har imidlertid fortsatt motsatt effekt av hva Parrado et al fant. En økning i lønnen ser ut til å øke sannsynligheten for å flytte.

5 Metode

Varians tidligere nevnte setning, "Consumers choose the most preferred bundle from their budget sets", tilsier at vi bør forstå avgjørelsen om å skifte sektor eller ikke, som et resultat av en nyttemaksimerende prosess. Man flytter på seg dersom man vurderer en annen sektor som bedre enn den man er i i utgangspunktet. Oppgaven blir derfor å finne ut hva det er som påvirker denne vurderingen. Ut i fra tabellene og analysen ovenfor kan vi si at noen flytter mer på seg enn andre. Det er imidlertid ikke mulig å si noe om hvorfor de som flytter gjør nettopp det, siden vi ikke vet noe om hva som kjennetegner alternativene personene har. For å analysere motivene for flytting, skal vi benytte en økonometrisk modell, hvor valg av sektor i 2003 modelleres. Resultatet er

⁸Estimert marginaleffekt på sannsynligheten for å skifte sektor avhenger av hva sannsynligheten, P , er i utgangspunktet, etter følgende formel, hvor $\hat{\gamma}$ er den estimerte koeffisienten: $(P)(1 - P)\hat{\gamma}$

tatet av analysen kan fortolkes som en underliggende redusert nyttefunksjon, hvor alternativenes egenskaper inngår additivt. Individuelle kjennetegn, som for eksempel alder og kjønn, vil kunne tas med som forklaringsvariabel hvis den er multiplisert med en annen, alternativspesifikk variabel. Problemstillingen går ut på å finne ut om pensjonsutbetalingene har noen betydning for hvor man velger å jobbe. Svaret på dette spørsmålet vil være ja hvis vi finner at aktørenes nytte avhenger signifikant av pensjonsutbetalingene.

5.1 Modellen

Til å begynne med må vi gjøre noen antakelser om hvilke variabler som kan tenkes å være med i den enkeltes vurdering av sektor i 2003. Vi må lage en antakelse om hvordan den underliggende nyttefunksjonen ser ut. Teoriene om tilpasning på arbeidsmarkedet tilsier at lønnen er en viktig faktor når det gjelder valg av arbeidssted. Hvis folk tenker fram i tid, så skulle ikke bare lønnen i 2003 være avgjørende, men hele lønnsprofilen, altså strømmen av lønn fra 2003 og fram til pensjonsalder. Pensjonsstrømmen er også en kompensasjon for arbeid, men til forskjell fra lønnene kommer den senere i livet. Et arbeidssted medfører altså en inntektsprofil, som består av lønnsstrømmen og pensjonsstrømmen. Hvis vi antar at kapitalmarkedene fungerer godt, så er nåverdien av denne inntektsstrømmen en sammenfatting av pengeverdien av å jobbe et sted. Det å maksimere nåverdien av inntektsstrømmen er forenelig med å maksimere konsummuligheten, siden denne nåverdien vil være det den enkelte ville kunne få i lån i banken, hvis vi ser bort fra alt som har med risiko fra bankens side å gjøre. Vi impliserer ikke noe om ønsket fordeling av konsum over livsløpet, siden man kan gjøre hva man vil med det beløpet man potensielt kan få låne i banken. Hvis vi antar at nytten avhenger av denne variabelen, altså nåverdien av hele inntekten gjennom livet samlet i en og samme variabel, og lar denne forklare valg av sektor, så antar vi implisitt at en kroners økning i denne nåverdien medfører samme nytteøkning, enten den

kommer i form av en økning i lønn eller i pensjon⁹. Problemstillingen går ut på å finne ut om pensjoner overhodet har noen betydning, og det kan vi teste ved å dele inntektsstrømmen opp i to; nåverdien av lønnsstrøm, og nåverdien av pensjonsstrøm. Da åpner vi for at lønn inngår signifikant, uten at pensjon gjør det. Det er også mulig at ulike deler av befolkningen har forskjellige nyttefunksjoner, for eksempel gjennom at pensjonene spiller en større rolle for noen enn andre. For å åpne for dette, så multipliseres de to inntektsvariablene med en del individspesifikke variabler; alder, og dummyvariabler for kjønn og utdanning.

Experience goodperspektivet (Jovanovic, 1979) legger også opp til at det å flytte i seg selv skulle påvirke nytten. Det er knyttet usikkerhet til alle forhold ved et arbeidssted man ikke kjenner fra før, og denne risikoen kan sees på som en kostnad hvis aktørene er risikoaverse. Derfor bør man også ta med om valg av en sektor innebærer at man må skifte sektor. En tredje alternativspesifikk variabel er altså en dummyvariabel på om sektoren innebærer at man må flytte på seg eller ikke. Det kan tenkes at ulike deler av befolkningen har ulike oppfatninger av kostnaden ved å flytte på seg, så denne dummyvariabelen multipliseres også med alder, og dummyvariable for kjønn og utdanning.

Nytten for person n ved å jobbe i sektor j kan da beskrives som:

$$U_{njt} = X_{njt}^{-1}\alpha + Y_{njt}^{-1}\beta + \gamma_1 F_{njt} + (F \times Z)_{njt}^{-1}\gamma_2 + \epsilon_{njt}, \quad (2)$$

hvor ϵ_{njt} antas å være identisk og uavhengig ekstremverdifordelt. X er en to-vektor av inntektsvariable; Nåverdien av lønnsstrømmen som følger av å jobbe i sektor j fram til pensjonsalder, og nåverdien av pensjonsstrømmen dette gir. Z er en vektor av alder og dummyvariabler for utdanning og kjønn. Y er en vektor hvor alle elementene i X er ganget med alle elementene i Z . F er en variabel som er 1 dersom det å jobbe i en sektor i 2003 innebærer

⁹Siden vi snakker om nåverdier her, så er det allerede tatt hensyn til at pensjonene er lenger fram i tid enn lønningene. En kroners nåverdiøkning i lønnsstrømmen er altså et mindre kronebeløp i absolutte verdier enn en kroners økning av nåverdien på pensjonsstrømmen.

flytting fra en sektor til en annen i 2002. Den deterministiske delen av denne nytten er

$$V_{njt} = X_{njt}^{-1}\alpha + Y_{njt}^{-1}\beta + \gamma_1 F_{njt} + (F \times Z)_{njt}^{-1}\gamma_2 \quad (3)$$

Nytteøkningen ved å flytte fra sektor i til sektor j når $j \neq i$, for person n , blir derfor:

$$K_{ijnt} = (X_{njt}^{-1} - X_{nit}^{-1})\alpha + (Y_{njt}^{-1} - Y_{nit}^{-1})\beta + \gamma_1 + Z_{nt}^{-1}\gamma_2 + \epsilon_{njt} - \epsilon_{nit}. \quad (4)$$

Den deterministiske delen av denne nytteøkningen blir da

$$D_{ijnt} = (X_{njt}^{-1} - X_{nit}^{-1})\alpha + (Y_{njt}^{-1} - Y_{nit}^{-1})\beta + \gamma_1 + Z_{nt}^{-1}\gamma_2$$

Differansen mellom de to ekstremverdifordelte restleddene, vil være logistisk fordelt (Train 2003). Vi har tre sektorer i denne analysen. Disse sektorene angis som i , j og k . Under forutsetningen om fordelingen til restleddene, vil sannsynligheten for å være i sektor i i 2003 være gitt ved:

$$Q_{int} = \frac{\exp(V_{nit})}{\exp(V_{nit}) + \exp(V_{njt}) + \exp(V_{nkt})} \quad (5)$$

Sannsynligheten for å være i sektor j er

$$Q_{jnt} = \frac{\exp(V_{njt})}{\exp(V_{nit}) + \exp(V_{njt}) + \exp(V_{nkt})} \quad (6)$$

Sannsynligheten for å være i sektor k er

$$Q_{knt} = 1 - Q_{int} - Q_{jnt} \quad (7)$$

Log likelihood-funksjonen som maksimeres gjennom estimeringen av ko-

effisientene i nyttefunksjonen er:

$$\log(L) = \sum_{n=1}^N (y_{in} \log Q_{int} + y_{jn} \log Q_{jnt} + y_{knt} \log Q_{knt}), \quad (8)$$

hvor n er alle som er med i utvalget, og $y_{in} = 1$ dersom person n er i sektor i i 2003, og ellers null. Tilsvarende gjelder også for Y_{in} og Y_{kn} .

5.2 De alternative inntektsstrømmene

For å kunne estimere koeffisientene i nyttefunksjonen, så må vi først estimere variablene i to-vektoren X_{njt} for alle de tre alternative sektorene. Det relevante i denne sammenhengen er ikke hva X_{njt} faktisk er, men hva den enkelte beslutningstaker opplever X_{njt} som. Hvis nåverdien av lønnsstrøm og nåverdien av pensjonsstrøm inngår i nyttefunksjonen, så er det person n s forventning til X_{njt} som er avgjørende for hvor n velger å jobbe. Vi trenger altså en fremgangsmåte for å bestemme hva n opplevde som de faktiske alternativene på det tidspunktet avgjørelsen ble tatt, altså i 2002.

Hvis et valg av sektor i 2003 er frivillig, altså noe som arbeidstakeren bestemmer selv, så kan vi anta at hendelsesforløpet er slik:

1. Personen mottar et tilbud om lønn i 2003 fra alle de tre sektorene.
2. Personen bestemmer seg for hvilken sektor han skal jobbe i.

I denne antakelsen ligger altså at personen kjenner til hvilken lønn han potensielt kan få i en sektor i 2003. Vi vet imidlertid ikke noe om lønnstilbudene fra andre sektorer enn den sektoren personen faktisk jobbet i i 2003. De to andre lønnstilbudene må vi altså estimere. Her kommer seleksjonsproblemet inn.

5.2.1 Seleksjon

At man har selvseleksjon i valg av sektor, er ganske intuitivt. Folk vil velge den sektoren der de har mulighet til å tjene mest, alt annet likt. De som

jobber i offentlig sektor i 2003, er altså der delvis fordi det er her de oppnår høyest lønn. Den lønnen disse menneskene får i denne sektoren, er derfor ikke representativt for den lønnen andre mennesker kunne fått i denne sektoren hvis de hadde jobbet der. Hvis vi bruker en vanlig OLS-regresjon til å forklare lønnen i offentlig sektor i 2003 ut fra individuelle kjennetegn ved de som jobber der, og predikerer lønnstilbudet fra offentlig sektor til alle de som valgte å jobbe i en annen sektor i 2003 ut fra denne, vil vi i følge Heckman (1979) få en Sample selection bias". Vi kan anta at lønnstilbudet fra sektor j bestemmes av egenskaper ved den potensielle arbeidstakeren:

$$\log w_{jn} = Z_n^{-1}\eta_j + \sigma u_{nj}, \quad (9)$$

hvor Z_n er en vektor av individuelle kjennetegn. u_{nj} antas å være identisk og uavhengig fordelt. Vi har imidlertid kun observasjoner på w_{jn} hvis $w_{jn} > k_n$, hvor k_n er en terskelverdi som lønnen må overgå hvis person n skal være interessert i å jobbe i sektor j . k_n kan være bestemt av den høyeste alternativlønnen som vedkommende kunne fått i en annen sektor. Derfor kan vi si at

$$E(\log w_{jn} | w_{jn} > k_n) = Z_n^{-1}\eta_j + \sigma E(u_{nj} | u_{nj} > \frac{Z_n^{-1}\eta_j - k_{nj}}{\sigma}) > Z_n^{-1}\eta_j \quad (10)$$

5.2.2 En løsning i dette tilfellet

I Heckmans artikkel fra 1979 antas det at u_{nj} er normalfordelt. Strøm og Wagenhals (1992) viser at om feilledet i differansen mellom lønnen som tilbys fra sektor i og sektor j ($i \neq j$) er logistisk fordelt, så vil

$$E(\mu_{nj} | w_{jn} > k_n) = -\frac{1}{\sigma^*} \log P(w_{jn} > k_n) > 0; \text{ gitt } \sigma^* > 0, \quad (11)$$

hvor $\mu_{nj} = u_{nj} - u_{ni}, i \neq j$. Dette betyr at for å få konsistente estimater på lønnsalternativet fra sektor j , må logaritmen til sannsynligheten for at person n jobber i sektor j inkluderes i lønnsregresjonen. Dette vil bli gjort ved

en tostegs metode. Først estimeres sannsynligheten for at person n jobber i sektor j .

$$\hat{P}_{jn} = \frac{e^{\tilde{h}_{jn}}}{\sum_{j=1}^3 e^{\tilde{h}_{jn}}}; \quad \tilde{h}_{jn} = K_n a_j; \quad j = 1, 2, 3 \quad (12)$$

K_n er en vektor av variabler som forklarer person n s reduserte deltakelse i sektor j , og Z_n er en vektor som forklarer lønn. K_n og Z_n er ikke identiske. I tillegg til variablene i Z_n , inneholder K_n også antall barn under 7 år, antall barn mellom 7 og 18 år, og en dummyvariabel på om personen er gift eller ikke. Så kjører vi OLS på følgende likning, med utgangspunkt i det utvalget som jobber i sektor j i 2003;

$$\log w_{nj} = Z_n^{-1} \eta_j + \lambda \log \hat{P}_{nj} + e_{nj} , \quad (13)$$

hvor e_{nj} er iid. Vi er interessert i $Z_n^{-1} \eta_j$, etter som dette er den relasjonen som antas å bestemme lønnstilbudet fra sektor j . Estimatet på lønnstilbudet fra sektor j er altså:

$$\hat{w}_{nj} = \exp(Z_n^{-1} \hat{\eta}_j) \quad (14)$$

Her er en oversikt over lønnsestimeringen i de ulike sektorene i 2003:

Tabell 10: Estimater i lønnsregresjonene i de tre sektorene

Sektor		Offentlig		Privat, TP		Privat, uten TP	
		Estimat	Pr> t	Estimat	Pr> t	Estimat	Pr> t
	Konstant	12.44207	<.0001	11.85146	<.0001	11.87921	<.0001
	Mann	.20735	<.0001	.21977	<.0001	.22735	<.0001
	$\log \hat{p}_{jn}$	-.11639	<.0001	-.44589	<.0001	-.43928	<.0001
Utdanning,	0-10	.00725	<.0070	.10956	<.0001	.02750	<.0001
antall år	14-17	.15585	<.0001	.14271	<.0001	-.04222	<.0001
	>17	.34172	<.0001	.1156	<.0001	-.11144	.0002
Alders-	0-40	-.07746	<.0001	-.0152	0.0064	.01279	.0638
gruppe	51-60	-.00075276	0.5208	-.07051	<.0001	-.05774	<.0001
	Nord	-.00735	0.0018	-.48323	<.0001	-.29467	<.0001
Bosted,	Midt	-.02693	<.0001	-.29757	<.0001	-.09695	<.0001
Region	Vest	-.00075686	<.5574	.09327	<.0001	.03364	<.0001
	Sør	-.05662	<.0001	-.03146	0.0033	.05035	<.0001
		R^2	.2799	R^2	.2595	R^2	.2552

Når det skal anslås hvilke lønnstilbud den enkelte står overfor, benyttes følgende fremgangsmåte:

Lønnstilbudet fra den sektoren som personen jobber i i 2003, antas å være lik den lønnen personen faktisk har i 2003.

Lønnstilbudet fra den sektoren som personen jobbet i i 2001, dersom personen ikke jobber i denne sektoren i 2003, antas å være lik lønnen i 2001 ganget med en vekstkoefisient $(1 + \hat{g})^2$, hvor estimeringen av denne veksten beskrives nærmere nedenfor.

Lønnstilbudet fra de(n) sektoren(e) som personen ikke jobbet i hverken i 2001 eller i 2003, anslås til $\exp(Z_n^{-1} \hat{\eta}_j)$, hvor $\hat{\eta}_j$ er vektoren av koefisientene fra lønnsregresjonen i sektor j . De koefisientene som ikke var signifikante på 5 %-nivå er satt til 0.

Disse er anslåtte bruttolønnstilbud. For arbeidstakeren kan vi anta at det er nettolønningen, altså lønningen etter skatt som er det relevante for valg av sektor. Derfor benytter vi skattefunksjonen for 2003 (Almendingen 2005)

til å kalkulere disponibel lønn.

Tabell 11 a: Årlig lønnsvekst, medianverdier¹⁰

Offentlig	5.57
Privat med TP	4.35
Privat uten TP	4.29
Alle	5.22

Tabell 11 b: Årlig lønnsvekst, medianverdier, uten undervisningssektoren¹¹

Offentlig	5.27
Privat med TP	4.35
Privat uten TP	4.29
Alle	4.94

5.2.3 Fremtidig inntekt

Overfor ble lønnstilbudet fra de tre ulike sektorene estimert, under antakelsen om at alle arbeidstakere får et lønnstilbud fra hver sektor. Et lønnstilbud er imidlertid gjerne et tilbud om en lønn i starten av arbeidsperioden, og ikke et tilbud om en lønnsprofil, eller en lønnsutvikling over tid. Vi må derfor prøve å anslå hvilken lønn de enkelte forventer å få i framtiden, og hvilken pensjon de forventer å få når de blir eldre. Dette er som sagt ikke det samme som å estimere den lønnsveksten de faktisk kommer til å ha, eller hvilken pensjon de faktisk ender opp med. Vi må altså lage noen antakelser om hvordan beslutningstakerne danner sine forventninger.

Lønnsstrømmen Det er allerede antatt at lønnen i 2003 er en funksjon av individuelle kjennetegn. Hvis vi antar at disse regresjonene danner et

¹⁰Basert på perioden 2001 til 2003

¹¹Basert på perioden 2001 til 2003

bilde av hvordan folk tror at lønnsammenhengene er og vil fortsette å være i fremtiden, så tror folk i vårt utvalg at menn på østlandet mellom 40 og 50 år med videregående utdanning alltid vil tjene 20,7 % mer i offentlig sektor enn kvinnene med tilsvarende alder, utdanning og bosted. De tror også at denne gruppen av kvinner vil tjene 5,7 % mer enn den tilsvarende gruppen på sørlandet, og så videre. Hvis relasjonene som beskriver logaritmen av lønnsnivå er konstante, og forskjellene i lønnsnivå mellom aldersgrupper fortolkes som cohort-effekter, må den prosentvise lønnsveksten innad i hver sektor være den samme for alle som jobber i den sektoren¹².

Fra Tabell 11 a ser vi at medianlønnsveksten i privat sektor uten tjenestepensjon var på 4,24 %, mens den var på 5,57 % i offentlig sektor, og 4,35 % i privat sektor med tjenestepensjon. Statistisk sentralbyrå sine nettsider om lønn¹³ viser at undervisningspersonell i skoleverket hadde et stort lønnshopp mellom 2001 og 2002, mens de andre sektorene hadde rimelig lik lønnsvekst. En del av forskjellen i lønnsvekst mellom offentlig og privat sektor i denne perioden kan altså skyldes nettopp dette lønnshoppet i skolen, og det er kanskje urimelig å tro at folk forventer en slik lønnsvekst i fremtiden. Når vi tar ut folk som jobber i skolesektoren, ser vi fra Tabell 11 b at medianlønnsveksten i offentlig sektor faller med 0,3 %. Videre antas at utvalget vårt bruker medianverdiene i Tabell 11 b til å anslå hva lønnsveksten deres vil bli i de ulike sektorene framover.

Det kan også være andre måter forventningene til lønnsvekst dannes på. Man kan for eksempel spørre seg om hva som er grunnen til å forvente at offentlig sektor i fremtiden skal ha betydelig høyere lønnsvekst enn privat sektor. Hvis forskjellene i lønnsnivå mellom privat- og offentlig sektor gjen-speiler at arbeidsforholdene er annerledes og jobben lettere i offentlig sektor, så burde denne forskjellen også bli opprettholdt i framtiden, slik at lik

¹²En OLS regresjon på lønnsvekst på de tre sektorene separat, forklart ved de samme variablene som i lønnsregresjonen, gir nesten ingen signifikante forskjeller. De variablene ser altså ut til å være viktig for å forklare lønnsnivå, men ikke lønnsvekst.

¹³<http://www.ssb.no/lonn/>

lønnsvekst i alle sektorer på lang sikt er en mer rimelig forventning. På den andre siden kan det tenkes at folk forventer at lønnsnivåene i offentlig og privat sektor skal konvergere i framtiden, og det impliserer en forventning om at lønnen må vokse raskere i offentlig sektor, i allefall en god stund fram i tid. Det finnes ikke noe klart svar på hvilken antakelse som er mest rimelig, og videre antas at folk forventer at lønnsveksten er lik for alle innad i hver sektor, men forskjellig mellom sektorene. Med dette får vi konstruert en bruttolønnsbane for den enkelte i hver sektor. For å komme fram til disponibel lønn så ser vi på utviklingen i inntektsgrensene for årene mellom 2000 og 2003 for å anslå hvordan den fremtidige bruttolønnen kommer til å beskattes. Dette innebærer for eksempel at den øverste skattegrensen som slår inn en marginalsatt på 55 % og for de yrkesaktive er på 872 000 kr i 2003, forventes å vokse med 4,565 % i året. Frikortgrensen antas å vokse med 2,389 % i året.

Lønnsstrømmen avhenger også av hvor lenge man forventer å stå i jobb. Alderspensjon slår i dag inn fra man er 67 år. Det finnes imidlertid mange forskjellige former for tidligpensjon. Enkelte yrkesgrupper har andre aldersgrenser enn 67, og ordninger med avtalefestet pensjon (AFP) gjør det også mulig å gå av med pensjon tidligere for mange. Svært mange arbeidstaker blir også uføre før de blir 67 år. I følge Ugreninov (2005) var det i 2004 kun 72 % av alle 60-åringene, og kun 32 % av alle 66-åringene som sto i jobb. Av de som ikke var i jobb av 66-åringene var hele 62 % uføretrygdet. 12 % mottok AFP. Dette er svært mange mennesker, og det er grunn til å tro at ikke alle sammen forventer å jobbe til de er 66 år. På den andre siden; hvor mange er det som regner med å bli uføretrygdet lenge før de faktisk blir det? Selv om man ser at mange ikke jobber til de er 67 år, så kan det være at storparten føler at dette ikke gjelder dem. Dette kan man heller ikke vite noe om, og som utgangspunkt velger vi altså å anta at folk forventer å jobbe til og med det året de fyller 66. Avgangslønnen er dermed estimert lønnstilbud i det året arbeidstakeren fyller 66 år.

Pensjonsstrømmen Hvis vi får et estimat på utviklingen i G, kan vi nå bruke de opplysningene vi har om individenes opptjente pensjonspoeng fram til og med 2001, samt det vi vet om måten pensjonspoeng blir opptjent på koblet med den estimerte lønnsbanen, til å trekke ut de 20 årene med flest opptjente pensjonspoeng. Vi baserer oss altså på at folk forventer at folketrygden vil forbli uendret. Når vi regner ut gjennomsnittet av disse 20 finner vi et estimat på sluttpoengtallet person n kan få i ved å jobbe i sektor j : $(\hat{S}_{nj})^{14}$. Men først trenger vi altså en antakelse om forventningen til utviklingen i G. I følge NOU 2004:1 skal G reguleres på linje med lønnsutviklingen. I følge Økonomiske analyser (2007, 5) var veksten i lønn per normalårsverk mellom 2001 og 2002 lik 5,3 %, mens den var 3,7 % mellom 2002 og 2003. Dette tilsvarer en samlet vekst mellom 2001 og 2003 på 9,3%, og dermed en gjennomsnittlig årlig vekst mellom 2001 og 2003 på 4,54%. Siden vi nå antar at utvalget baserer sine forventninger til lønnsveksten på den utviklingen de observerer mellom 2001 og 2003, kan vi anta at de baserer sine forventninger til utviklingen i G på utviklingen i lønn per normalårsverk i samme periode. Den faktiske utviklingen på G mellom 2001 og 2003 tilsvarer en årlig vekst på 5,16 %. Det at veksten i G i perioder er høyere enn veksten i lønn per normalårsverk er konsistent med målsetningen om å la G følge lønnsutviklingen, så lenge veksten i G i andre perioder er lavere. Derfor kan ikke veksten i G på lang sikt antas å være høyere enn veksten i lønn per normalårsverk. Vi antar altså at folk forventer en årlig vekst i G på 4,54 %. For å regne ut hva den enkelte forventer å få i pensjon fra folketrygden, så forenkler vi regelen beskrevet tidligere litt. Vårt estimat på folketrygdpensjon det første året som pensjonist, dersom de velger å jobbe i sektor j i 2003 er

$$\hat{T}_{nj} = (1 + 0.42 \times \hat{S}_{nj}) \times G_{2003} ((1 + \hat{h})^{67 - a_n}) \text{ for de som ikke er gift i 2003} \quad (15)$$

$$\hat{T}_{nj} = (0.85 + 0.42 \times \hat{S}_{nj}) \times G_{2003} ((1 + \hat{h})^{67 - a_n}) \text{ for de som er gift i 2003} \quad (16)$$

¹⁴Definert overfor, i kapittel 2.1

hvor

- $a_n =$ alderen til person n i 2003
- \hat{h} er estimert årlig vekstrate i grunnbeløpet (G)
- \hat{S}_{nj} er estimatet på sluttpoengtallet person n vil ende opp med i sektor j .
- G_{2003} er grunnbeløpet i 2003, nemlig 55964 kr.

Vi antar altså at alle sammen oppnår full opptjening i folketrygden, og vi ser bort fra at pensjonspoeng opptjent før 1991 skulle gi 45 % opptjening av tilleggspensjon, og ikke 42 %. Siden vi skiller mellom de som er gift i 2003 og de som ikke er det, antar vi også at de som ikke er gift i 2003 heller ikke forventer å være det når de blir pensjonist. Nå har vi estimater på hva den enkelte forventer å få i avgangslønn og i ytelse fra folketrygden for alle de alternative sektorene. Dermed kan vi også gi et estimat på hva de vil forvente å få årlig gjennom sin tjenstepensjon. Ytelsesordningene er som sagt definert slik at de for privat sektor sin del sikter mot - og for offentlig sektor sin del garanterer- at totale pensjonsutbetalinger det første året som pensjonist skal være en gitt andel av avgangslønnen, $w_{nj2003}(1 + \hat{g}_j)^{66-a_n}$. Dette gjelder hvis man har tjent opp fulle rettigheter. La nå τ_{nj} være den ytelsesprosenten person n får i sektor j . Differansen $\tau_{nj} \times w_{nj2003}(1 + \hat{g}_j)^{66-a_n} - T_{nj}$ dekkes altså helt opp av tjenstepensjonen hvis person n har 30 års opptjeningstid, og proporsjonalt mindre hvis person n har mindre enn 30 års opptjening. I dette tilfellet gjelder altså, siden vi antar at alle blir på det stedet de starter å jobbe i 2003 hele yrkeslivet ut, at tjenstepensjonsutbetalingen person n får det første året som pensjonist, ved å jobbe i sektor j , (k_{nj}) blir:

$$k_{nj} = \min\left(1, \frac{67 - a_n}{30}\right) \times [\tau_{nj} \times w_{nj2003}((1 + \hat{g}_j)^{66-a_n}) - T_{nj}] \quad (17)$$

Total pensjonson (p_{nj1}) det første året som pensjonist for person n ved å jobbe i sektor j fra 2003 og fram til pensjonsalder blir altså:

$$p_{nj1} = T_{nj} + k_{nj} \quad (18)$$

Videre vil vi anta at tjenestepensjonen så vel som folketrygdpensjonen vil vokse med samme vekstrate som G , altså 4,54 % i året. Det betyr at total pensjon før skatt det andre året som pensjonist er lik $p_{nj1} \times (1 + \hat{h})$. På samme måten som med skatt på lønn, antar vi at parametrene i systemet for skatt på pensjonsinntekt vokser med samme rater som det har gjort i perioden fra 2000 til 2003. Vi vet at noen få av de private bedriftene hadde innskuddsordning i 2002 (Veland et al, 2006). Antallet arbeidstakere som da var dekket av en innskuddsordning er imidlertid svært lavt sammenlignet med de som hadde ytelsesordning fra privat sektor. Innskuddsordningene var ikke vanlig i privat sektor i 2002. Dette bekreftes også av tall fra forsikringsselskapene. Innskuddene fra ytelsesordninger utgjorde 97 % av de totale innskuddene i 2003. (Hernæs & Zhang, 2006). Det antas derfor videre at alle bedrifter i privat sektor hadde en netto ytelsesordning i 2002, og at det ble forventet at dette ikke skulle endre seg. Veland (2006, 44) viser imidlertid at ytelsesprosenten varierer sterkt mellom bransjer i privat sektor. Hvis vi antar at utdanning og kjønn er bestemmende for hvilken bransje man jobber i, kan vi bruke opplysningene fra ABU-utvalget til å estimere sammenhengen mellom ytelsesprosent, og disse individuelle kjennetegnene, hvor vi på samme måte som i estimeringen av lønnen i 2003 tar høyde for en eventuell seleksjonseffekt- de som jobber i privat sektor gjør det nettopp fordi de får en relativt høy ytelsesprosent. Vi kjører altså følgende modell på den delen av utvalget vårt som er i privat sektor med tjenestepensjon i 2003, hvor H_n er en vektor av forklaringsvariabler, nærmere bestemt kjønn og tre ulike kategorier av utdanningsnivå, og \hat{P}_n er den estimerte sannsynligheten for å være i privat sektor med tjenestepensjon, som vi estimerte i sammenheng med lønnsregresjonen.

$$\tau_{nj} = H_n^{-1}\theta + \gamma \log \hat{P}_n + u_n, \quad (19)$$

hvor u_n antas å være iid ekstremverdifordelt.

Tabell 12: Estimering av kompensasjonsalternativ

		Estimat	Pr> t
	konstantledd	64.61293	<.0001
	mann	-1.22293	<.0001
	log \hat{P}	0.05442	0.0015
Utdanning,	0-10	-0.14976	0.0023
antall år	14-17	0.24241	<.0001
	>17	1.26466	<.0001
R^2		0.019	

Her får vi altså anslag på hvilken ytelsesprosent den enkelte kan forvente seg, hvis han eller hun skulle begynne å jobbe i privat sektor med tjenstepensjon. For det første registrerer vi at disse variablene, selv om de er signifikante, forklarer forsvinnende lite av variasjonen i kompensasjonsgrad i privat sektor; kun 1,9 %. Likevel: Den informasjonen vi får, er bedre enn ingenting. Vi ser at kvinner har høyere ytelse enn menn i gjennomsnitt, og at høyt utdannede har høyere ytelse enn lavt utdannede. Vi benytter så følgende regel, som er ekvivalent med den vi brukte da vi estimerte lønnstilbudene: Estimater på ytelsesprosenten en person oppnår dersom han velger å jobbe i privat sektor med tjenstepensjon er:

- Lik den ytelsesprosenten vedkommende faktisk har, dersom personen jobber i denne sektoren i 2003, og vi har opplysninger om bedriftens ytelse.
- Lik den ytelsesprosenten vedkommende hadde i 2001 dersom personen jobbet i denne sektoren i 2001 men ikke i 2003, og det finnes opplysninger om ytelsene til bedriften han jobbet i i 2001.
- Lik $H_n^{-1}\hat{\theta}$ dersom ingen av de to kriteriene overfor gjelder.

Ytelsesprosenten som oppnås i offentlig sektor er 66 % for alle, mens den er 0 % i privat sektor uten tjenstepensjon.

Nåverdien av pensjonsstrømmen avhenger også av hvor lenge man lever som pensjonist. Vi antar nå at alle forventer å leve like lenge som deres for-

ventede levealder var i følge Statistisk sentralbyrå i 2002, basert på tverrsnittsanalyser. Vårt utvalg har et aldersspenn i 2003 på 20 til 60 år. Den forventede levealderen til disse varierer mellom 76 og 84 år¹⁵. De som er gamle forventer å oppnå en høyere levealder enn de som ikke er like gamle, og kvinner forventer å bli eldre enn menn. Resultatet blir da at vi antar at de som er gamle i dag, forventer å leve flere år som pensjonist, enn de som er unge i dag. Det er svært diskutabelt i hvilken grad dette er rimelig. Teknologi og helsevesen utvikler seg stadig, noe som fører til at folk lever lenger. Disse rene tverrsnittsstudiene tar ikke dette inn over seg. Det er likevel vanskelig å si hva som er alternativet, og også her er det problemer knyttet til alle avgjørelser man potensielt kunne endt opp med. Avgjørelsen faller derfor i denne omgang på å benytte tverrsnittsverdiene.

Dette resulterer i et datasett med anslag på hva den enkelte forventer å få i lønn alle årene som er igjen av yrkeslivet, samt pensjon for de årene de forventer å være pensjonist, fra de tre ulike sektorene. Nåverdien av lønnsstrømmen person n får i sektor j kan uttrykkes på følgende måte:

$$W_{nj} = \sum_{i=0}^{66-a_n} \left(\frac{1}{1+r}\right)^i \times \tilde{w}_{nj(2003+i)} \quad (20)$$

Nåverdien av pensjonsstrømmen er

$$P_{nj} = \sum_{k=67-a_n}^{d_j-a_n} \left(\frac{1}{1+r}\right)^k \times \tilde{p}_{nj(2003+k)} \quad (21)$$

De nye parametrene betyr følgende:

- r = den nominelle renten
- \hat{g}_j er den estimerte nominelle individuelle lønnsveksten i sektor j
- d_n er person n s forventet levealder
- $\tilde{w}_{nj(2003+i)}$ er den estimerte disponible lønnen fra sektor j til person n i år 2003 + i

¹⁵<http://www.ssb.no/dode/tab-2007-04-26-03.html>

- $\tilde{p}_{nj(2003+k)}$ er estimert totalt disponibel pensjon for person n fra sektor j i år $2003+k$.

Det vi i praksis gjør når vi konstruerer denne pensjonsstrømmen, er å anta at ingen har tjenstepensjonsrettigheter opptjent fra før 2003. Vi har ikke gode nok data på opptjente tjenstepensjonsrettigheter til å kunne si presist hva en person vil få utbetalt i tjenstepensjon i året hvis han fortsetter å jobbe der han er, eller hvis han skulle skifte sektor. Til det vet vi for lite både om bedriftene og arbeidstakerne. I ABU-undersøkelsen svarer de på om de har hatt tjenstepensjonsordning i mer enn fem år, men vi vet ikke nøyaktig når ordningen ble innført. Det ville uansett vært begrenset i hvilken grad vi kunne følge en persons historie på arbeidsmarkedet siden vi kun har registerdata tilbake til 1992 tilgjengelig. Vi vet altså ikke nok til å kunne si hvilke rettigheter til tjenstepensjon en person har tjent opp. Når vi setter verdien av tidligere opptjente tjenstepensjonsrettigheter lik null, blir variabelen som beskriver nåverdien av pensjonsstrømmen litt missvisende. For det første er den for liten for alle som har tjenstepensjonsrettigheter fra før, og samtidig har mindre enn 30 år igjen til pensjonsalder. Dette er ikke et stort problem, siden nåverdien av pensjonsstrømmen antas å inngå lineært i den underliggende nyttefunksjonen, og det er differansen mellom alternativene, uavhengig av nivå, som antas å utgjøre en eventuell motivasjon for valg av sektor. De mobilitetshindrene og mobilitetstriggerne i dagens tjenstepensjonssystem som ble beskrevet overfor, gjør imidlertid at variabelen kan gi et feilaktig bilde denne differansen. Mobilitetstriggereffekten, det at opptjeningen stopper etter 30 år i samme tjenstepensjonsordning, gjør at mulighetene for fremtidig opptjening ikke er uavhengig av rettigheter fra tidligere, for alle som har mulighet til å få mer enn 30 års opptjening til sammen. Denne effekten isolert gjør at pensjonsgevinsten av å forbli i offentlig sektor for disse som er i denne sektoren i 2001, anslås for høyt, siden vår fremgangsmåte ser bort fra at deres opptjening i offentlig sektor vil stoppe før det har gått 30 år. Hvis de flyttet til privat sektor ville de imidlertid ha mulighet til å tjene

opp rettigheter i alle årene de har foran seg på arbeidsmarkedet, opp til 30 år. Det samme gjelder de som jobber i privat sektor med tjenstepensjon i 2001, og har opptjente rettigheter fra før. Pensjonsgevinsten av å bli i samme sektor anslås for høyt hvis det å bli i samme sektor impliserer at man forblir i samme bedrift. Da vil det egentlig kunne lønne seg å flytte til offentlig sektor. Den isolerte mobilitetshindereffekten, nemlig effekten av endringen i delingstall i offentlig sektor, samt at eksisterende rettigheter omgjøres til en fripolise for alle som skifter sektor, virker i motsatt retning. Det fører isolert til at gevinsten av å flytte til en annen sektor anslås for høyt, for alle som har tjenstepensjonsrettigheter fra før. Nettoeffekten av disse to biasene vil avhenge av mange forhold, som for eksempel antall år med tidligere opptjening, antall år igjen til pensjonsalder, lønnsvekst og avkastning på fripolisene. Det vil altså hefte en feil ved vårt anslag på nåverdien av pensjonsstrømmen for alle som har tidligere opptjente rettigheter. Vi kan ikke løse dette problemet, men vi kan antyde noe om hvordan feilen vil kunne påvirke estimatene på koeffisientene i nyttefunksjonen under ulike omstendigheter. Hvis den første effekten, mobilitetstriggereffekten dominerer, som vil si at anslaget på pensjonsgevinsten ved å flytte til en annen sektor med tjenstepensjon, er for lavt, kan det tenkes at marginalnyttten av nåverdien av pensjonsstrømmen estimeres for høyt. Dette er fordi en høy marginalnytte av pensjon da vil være forenelig med at det er høy sannsynlighet for å velge å bli i den sektoren man er i, og da spesielt i offentlig sektor. Hvis den mobilitetshindrende effekten dominerer, vil anslaget på pensjonsgevinsten ved å skifte sektor bli for høyt. Når folk da i så stor grad som de gjør, velger å forbli i den sektoren de er i 2001, vil dette kunne resultere i et høyt estimat på flyttekostnaden, samt et lite og/eller usignifikant estimat på marginalnyttten av nåverdien av tjenstepensjon. Det at så mange blir i den sektoren de er, selv om de kanskje i følge de pensjonsstrømmene vi har anslått ville kunne økt sin pensjon ved å skifte sektor, er ikke forenelig med en høy marginalnytte av pensjon. Resultatene vi får ut av denne analysen må altså tolkes med forsiktighet. Når vi

kalkulerer nåverdiene av disse strømmene, så antar vi en rente på 6%. Dette er konsistent med hva Norges Bank mente var likevekts realrente i 2002, altså 3,5% (Bernhardsen og Gerdrup, 2006). 2,5 % inflasjon på toppen av denne realrenten tilsvarer en nominell likevektsrente på 6 %.

6 Estimeringen

Maksimeringen av log likelihood-funksjonen i likning (8) gir estimater gjengitt i tabell 13. Definisjonen på W_{nj} og P_{nj} ble gitt overfor. Skiftevariabelen (F_{nj}) er 1 hvis person n ikke jobbet i sektor j i 2001, slik at valg av sektor j i 2003 innebærer at person n må skifte sektor. Disse tre variablene er altså alternativspesifikke variabler. $Mann_n$ en variabel som er 1 dersom person n er en mann, og 0 ellers. $Utd1_n$ er 1 for alle personer n som har under 10 års skolegang, og 0 ellers. $Utd3_n$ er lik 1 for alle som har mellom 14 og 17 års utdanning, og $Utd4_n$ er 1 for alle som har 18 års utdanning eller mer. Disse er individspesifikke variabler. Alle produkt av alternativspesifikke og individspesifikke variabler er tatt med for å undersøke om ulike grupper av befolkningen vektlegger de alternativspesifikke variablene ulikt når de velger hvilken sektor de skal jobbe i i 2003. Koeffisientene kan tolkes som marginalnytte. Det totale bildet av både direkteeffekter og kryseffekter tyder på at folk har en positiv marginalnytte av nåverdien av lønnsstrømmen, en positiv - om enn mye mindre - marginalnytte av nåverdien av pensjonsstrømmen samt en kostnad knyttet til å skifte sektor. Det vi ser i data er altså at folk tenderer til å velge å jobbe i den sektoren som har høyest estimert nåverdi av lønnsstrøm, hvis sektorene på andre områder er relativt like. De tenderer også, alt annet likt, til å velge å jobbe i den sektoren som gir høyest nåverdi av pensjonsstrøm. Hvis sektorene gir relativt lik lønn og pensjon tenderer folk til å bli i den sektoren de var i i 2001.

Tabell 13: Estimering av nyttefunksjonen

Variabel	Estimat	t-verdi	approx PR> t
nåverdi av lønnsstrøm (W_{nj})	1.8637×10^{-6}	11.32	< .0001
nåverdi av pensjonsstrøm (P_{nj})	2.3642×10^{-7}	10.16	< .0001
$alder_n \times W_{nj}$	-9.551×10^{-8}	-10.70	< .0001
$alder_n^2 \times W_{nj}$	1.8146×10^{-9}	15.39	< .0001
$mann_n \times W_{nj}$	-2.463×10^{-7}	-12.45	< .0001
$utd1_n \times W_{nj}$	1.6299×10^{-8}	0.32	0.7526
$utd3_n \times W_{nj}$	2.335×10^{-8}	0.98	0.3271
$utd4_n \times W_{nj}$	3.5109×10^{-7}	12.47	< .0001
$alder_n \times P_{nj}$	-8.374×10^{-9}	-7.17	< .0001
$alder_n^2 \times P_{nj}$	9.198×10^{-11}	6.39	< .0001
$mann_n \times P_{nj}$	8.592×10^{-10}	0.39	0.6984
$utd1_n \times P_{nj}$	-8.333×10^{-9}	-1.68	0.0934
$utd3_n \times P_{nj}$	-1.44×10^{-8}	-4.60	< .0001
$utd4_n \times P_{nj}$	-3.31×10^{-8}	-10.40	< .0001
skiftevariabel (F_{nj})	-5.8082	-19.62	< .0001
$alder_n \times F_{nj}$	0.1037	7.19	< .0001
$alder_n^2 \times F_{nj}$	-0.001569	-9.12	< .0001
$mann_n \times F_{nj}$	0.0353	1.02	0.3064
$utd1_n \times F_{nj}$	0.2502	3.54	0.0004
$utd3_n \times F_{nj}$	0.0807	2.07	0.0387
$utd4_n \times F_{nj}$	1.3837	29.18	< .0001
Log likelihood	-22355		
Mc Faddens LRI	0.9549		

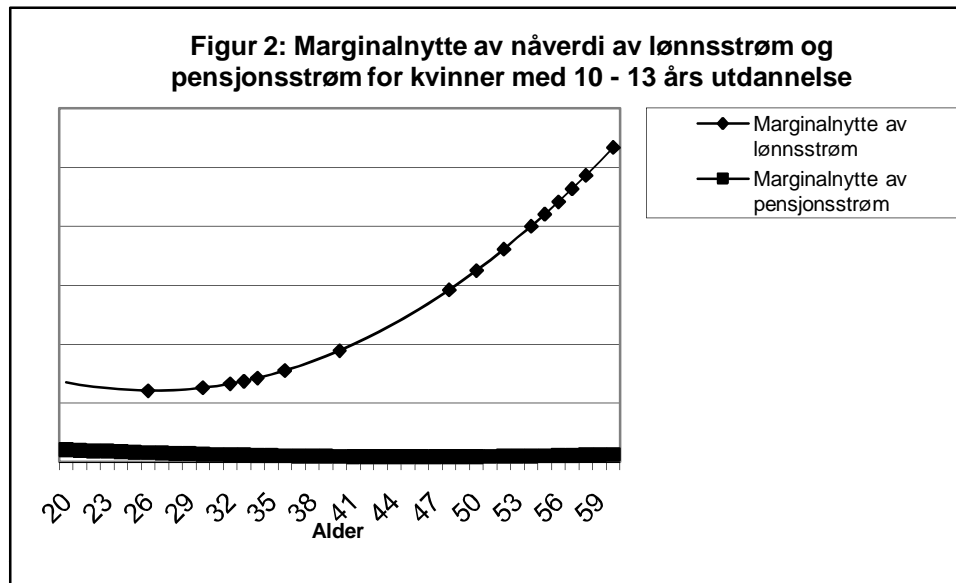
Som diskutert overfor ville vi kunne forvente et for lavt estimat på marginalnyttten av nåverdien av pensjonsstrømmen dersom nettoeffekten av mobilitet på folks pensjonsrettigheter stort sett er negativ (Den mobilitetshindrende effekten dominerer). Da er vårt anslag på nåverdien av pensjons-

strømmen ved å bli i den sektoren man er, sammenlignet med denne verdien ved å bytte sektor, for lavt. Det at så mange velger å bli i sin sektor tolkes som at de ikke bryr seg om pensjonen de kunne fått i en annen sektor. Dette er et utvalg med en stor andel av offentlig sektor. Her er som nevnt denne mobilitetshindrende effekten er ekstra stor, siden endringen i delingstallet, i tillegg til omdannelsen av eksisterende rettigheter er med å reduserer de rettighetene man har, hvis man skulle skifte til privat sektor. Den svært lave estimerte marginalnyttens av nåverdien av pensjon kan kanskje skyldes en slik effekt.

Kryseffektene forteller oss at de med den høyeste utdanningen i større grad enn de med lavere utdanning velger den sektoren som gir høyest nåverdi av lønnsstrøm. Det er imidlertid de i de to laveste utdanningsgruppene som vektlegger nåverdien av pensjonsstrømmen mest når de skal velge sektor i 2003. Kvinner er mer opptatt av både pensjon og lønn enn menn. Kryseffektene mellom inntektsvariablene og alder illustreres i Figur 2.

Eldre arbeidstakere har i grove trekk tilsynelatende mer glede av en kronens økning i nåverdien av lønnsstrømmen enn det yngre har. Marginalnyttekurven når et minimum ved 26års-alderen. Alt i alt er det imidlertid de aller yngste arbeidstakerne som hyppigst tar valg som øker nåverdien av pensjonsstrømmen, slik at det ser ut til at yngre mennesker har høyere marginalnytte av pensjon enn eldre. Kurven for marginalnyttens til nåverdien av pensjon når et minimum i 45års-alderen, slik at den stiger litt mot slutten, men det er de under 30 år som har den aller høyeste marginalnyttens av nåverdien av pensjon.

Marginalnyttens av å skifte sektor er negativ og konkav i alder. Den når et maksimum rundt 33 år. Det er altså de eldste som har de høyeste estimerte flyttekostnadene. Det er ingen signifikant forskjell på kvinner og menn når det gjelder marginalnyttens av å flytte. Det at menn i følge Tabell 9 har større sannsynlighet for å skifte sektor enn kvinner skyldes derfor sannsynligvis at



menn har et bedre inntektsalternativ i andre sektorer enn det kvinner har. Særlig siden vi har estimert at kvinner i utgangspunktet bryr seg mer om inntektsstrømmene enn menn gjør. Det ser også ut til å være de med høyest og de med lavest utdanning som har minst kostnader knyttet til det å skifte sektor.

Det at vi ikke finner sterk støtte for teorien om kompensierende lønnsstrømmer i Norge, impliserte som nevnt tidligere at vi kunne forvente å se at folk trekker mot jobber som har høy lønn, hvis vi kontrollerer for arbeidstid, uten at vi kontrollerer for det generelle ubehaget ved å jobbe der. Her har vi kontrollert for arbeidstid, i og med at vi kun ser på folk som jobber fulltid. Vi har imidlertid ikke kontrollert for ubehag, siden vi ikke har opplysninger om dette. Likevel ser det ut til at folk i store trekk velger å jobbe i den sektoren som gir høyest lønn.

Gielen og van Ours modell sier også at de som har lav lønn i forhold til

hva de kan forvente å få et annet sted, vil ha høyere sannsynlighet for å skifte jobb enn de som ikke er i samme situasjon. I estimeringen av logit-modellen i slutten av del fire, så vi at de med høy lønn hadde høyere sannsynlighet for å skifte sektor enn de med lav lønn. Denne analysen viser imidlertid at om de som flytter har høyere lønn i utgangspunktet, så er det fordi de har et enda bedre lønnstilbud der de flytter til. Dette er hva Gielen og van Ours impliserer hvis det stemmer at layoff-andelen er lav. Når vi tar verdien av alternativene i betraktning så er det altså de som relativt sett er underkompensert der de er i 2001, som skifter sektor. Den positive estimerte marginalnyttens av nåverdien av inntektsstrømmene er dermed hva vi kunne forvente ut fra disse teoriene.

Den estimerte negative marginalnyttens av å skifte sektor kan tolkes i lys av experience goodperspektivets fokus på usikkerhet knyttet til arbeidsforhold man ikke kjenner. Inntektsgevinsten ved å flytte til en ny sektor må altså overgå en terskelverdi for at netto nytteøkning skal bli positiv. Det at eldre har høyere flyttekostnad enn yngre kan fortolkes på flere måter. Kanskje har yngre rett og slett færre kostnader knyttet til det å flytte på seg. En annen tolkning kan være at dette skyldes ansiennitet i bedriften. De yngre kan, på grunn av lavere ansiennitet være mer utsatt for oppsigelser enn eldre arbeidstakere. Gitt at de har høyere sannsynlighet for å bli oppsagt, og dermed bli nødt til å finne seg en ny bedrift å jobbe i, vil de også trolig ha høyere sannsynlighet for å skifte sektor. På grunn av spesifiseringen av nyttefunksjonen vil dette da fortolkes som at yngre arbeidstakere har mindre kostnader knyttet til flyttingen. En tredje mulig tolkning kan være at eldre er mer utsatt for mobilitetshindrene i offentlig sektor som ble beskrevet i del 2.2.1 enn det de yngre er, slik at de eldre rett og slett taper mer penger i form av tidligere oppspart pensjon enn yngre når de flytter. Dette kan illustreres ved å sammenligne to personer som jobber i offentlig sektor. Den ene har jobbet der i tre år, mens den andre har jobbet der i 28 år. Den som har vært der lengst vil få $28/30$ av totalt oppsparte rettigheter omgjort til $28/40$ dersom vedkommende flytter ut av offentlig sektor. Dette innebær-

er at rettighetene faller fra 93 % av totalt mulig oppstart pensjon til 70%. Personen som har vært der i kun tre år, vil få 3/30 omgjort til 3/40, noe som innebærer et fall fra 10 % til 7,5 % av fulle pensjonsrettigheter. Det kan være at de som er i starten av 30-årene, når marginalnyttens av å skifte sektor når sitt toppunkt, gjerne er i den situasjonen som ble beskrevet i del 2.2.2. De har allerede oppspart noen pensjonsrettigheter der de er, men de er fortsatt så unge at de rekker å tjene opp fulle rettigheter også på en eventuell ny arbeidsplass. Disse vil altså øke pensjonsutbetalingene sine ved å flytte. For å kunne analysere denne effekten på en skikkelig måte, og klare å skille effekten av dette tapet fra effekten av alder generelt, trenger vi imidlertid opplysninger om oppsparte rettigheter.

Vi ser at eldre har høyere estimert marginalnytte av inntekt enn det yngre har. Dette kan skyldes at en økning i nåverdien i inntekten for de eldres del, enten den kommer fra økt lønn eller økt pensjon, vil monne mer på livskvaliteten enn hos yngre, siden denne økningen skal fordele seg på færre gjenstående leveår. Økningen i nåverdien av inntektsstrømmen monner altså mer for de eldre. Et litt overraskende funn er kanskje at de med høy utdanning bryr seg mindre om pensjon enn de som har lav utdanning. Man kunne kanskje forvente at de med høy utdanning hadde mer kunnskap om pensjonssystemet, og dermed tenkte mer på pensjonene enn de med lav utdanning. Det kan også hende at det er grenser for hva man får ut av å tolke disse krysseffektene, siden de vil være ganske påvirket av formen på nyttefunksjonen og estimeringen av inntektsalternativene.

7 Evaluering av modellen

Et resultat av denne estimeringen er at vi får oppgitt hver enkelts sannsynlighet for å velge hver av de tre sektorene. Vi kan undersøke i hvilken grad modellen klarer å gjenskape de faktiske flyttestrømmene i Tabell 4a. Vi sier da at summen av alle sannsynligheter for å velge sektor j i 2003, over alle

de som jobber i sektor k i 2001, er modellens prediksjon av flyttestrømmen fra sektor j til sektor k : Estimatenes er dannet ut fra maximum likelihood-metoden, som maksimerer den modellerte sannsynligheten for det utfallet vi faktisk observerer, så om modellens prediksjon av flyttestrømmene ligner de observerte, så er ikke det noen overraskelse. Det kan likevel være interessant å se om det er noen systematiske avvik mellom modellens gjenskaping og de faktiske strømmene.

Tabell 14: Predikert sektorfordeling

		2003			
		Offentlig	Privat med TP	Privat uten TP	Alle
2001	Offentlig	301924	681	492	303097
	Privat med TP	780	68048	101	68930
	Privat uten TP	2130	463	76653	79247
	Alle	304834	69192	77246	451274

Tabell 4 a: Observert sektorfordeling

		2003			
		Offentlig	Privat med TP	Privat uten TP	Alle
2001	Offentlig	302172	500	419	303097
	Privat med TP	672	67419	916	68930
	Privat uten TP	869	1289	77189	79247
	Alle	303708	69133	78433	451274

Vi ser at modellen predikerer litt større strømmer ut av offentlig sektor enn det vi ser i virkeligheten. Det kan altså være noe som gjør det mindre attraktivt å flytte ut av offentlig sektor enn ut av de andre sektorene, som vi ikke har klart å fange opp i modellen. En rimelig kandidat i så måte kan igjen tenkes å være tapet av de eksisterende pensjonsrettighetene som en følge av at delingsstallet øker, som vi ikke har fanget opp i vår pensjonsstrømsvariabel. Langt flere flytter i virkeligheten fra privat sektor med TP til privat sektor

uten TP, enn det modellen predikerer (916 i virkeligheten, mot 101 i følge modellen). Modellen predikerer også at flere flytter fra privat sektor uten tjenestepensjon og til offentlig sektor enn det vi observerer.

Folk kan tenkes å opptre annerledes enn det modellen predikerer av to hovedgrunner:

1. Vi har ikke med alle egenskapene ved en sektor som har betydning når man skal velge sektor. Vi har kun tatt med lønn og pensjon, og hvorvidt en sektor innebærer sektorskifte. Det er mange andre forhold også, som kan tenkes å gjøre en sektor mer eller mindre attraktiv. Utelatte variabler fører i seg selv til at det blir mye mer variasjon i folks beslutninger, enn det modellen klarer å predikere. I den grad disse utelatte egenskapene ved en sektor er korrelert med de egenskapene vi har valgt å se på, vil dette også føre til forventningsskjevne estimater. Offentlig sektor har for eksempel jevnt over de beste pensjonsordningene, med de høyeste ytelsene. Det er også andre fordeler knyttet til jobb i offentlig sektor, særlig for unge mennesker. Statens pensjonskasse har for eksempel gode låneordninger¹⁶ for sine medlemmer, noe som kan oppleves som ekstra fordelaktig når man er i etableringsfasen. Det kan altså være at unge velger offentlig sektor av en slik grunn, og ikke på grunn av pensjonene. Den gode pensjonen er en uoverveid konsekvens av å jobbe et sted hvor man for eksempel får billig boliglån, og ikke grunnen i seg selv til at man begynte å jobbe der. Estimeringsprosedyren gjør imidlertid at dette kommer ut som at yngre mennesker har høyere marginalnytte av pensjon enn eldre, selv om dette ikke nødvendigvis er tilfellet.

2. For det andre kan det tenkes at de verdiene vi har estimert på nåverdiene av lønnsstrøm og pensjonsstrøm ikke er gode, i den betydning at de ikke gjenspeiler de inntektsstrømmene som den enkelte faktisk forventer å få som en følge av valg av sektor i 2003. For det første er lønnsregresjonene kun i stand til å forklare mellom 25 og 28 % av variasjonen i lønnsnivå, slik at vi sannsynligvis treffer ganske dårlig allerede når det gjelder lønnstilbudet

¹⁶<http://www.spk.no/>

fra de ulike sektorene i 2003. Antakelsene om forventet lønnsvekst, G-vekst, rente, levetid og pensjonsalder kan også, som vi har vært inne på, være feil. I tillegg har vi argumentert for at konstruksjonen av pensjonsstrømmen under forutsetning om at ingen har tidligere opptjente rettigheter fra før, vil kunne føre til estimater i nyttefunksjonen som ikke er konsistente.

8 Simulering av innføring av obligatorisk tjenstepensjon

Det kunne også vært interessant å se hva modellen predikerer om effekten av innføring av Obligatorisk Tjenstepensjon (OTP). Vi skal nå drøfte hvordan flyttestrømmene påvirkes av at alle bedrifter i privat sektor uten tjenstepensjon innfører minstekravet til tjenstepensjon, nemlig at et beløp tilsvarende 2 % av lønnen settes inn i en innskuddsordning hvert år. Denne sparingen gir en avkastning, og total sparing + avkastning fordeles så over årene som pensjonist. Vi simulerer en sparing, hvor den årlige avkastningen er 6 %. Nåverdien av denne sparingen legges til nåverdien av folketrygdspensjonen til de som jobber i privat sektor uten tjenstepensjon. For denne sektoren gjelder nå at

$$\tilde{P}_{nj} = P_{nj} + \sum_{i=0}^{66-a} \left(\frac{1}{1+r}\right)^i 0.02 \times w_{nj2003} (1 + \hat{g}_j)^i,$$

for j =privat sektor uten tjenstepensjon, hvor w_{nj2003} er bruttolønnen i 2003. Fra likningene(5) - (7) ser vi at vi kan regne ut den enkeltes sannsynlighet for å begynne å jobbe i en gitt sektor, siden vi har estimert parametrene i V_{nit} . I formlene for sannsynlighetene setter vi da inn de verdiene på lønnsstrøm, alder, kjønn og utdanning, hvor alt er som før, samt den nye verdien på den potensielle pensjonsstrømmen, \tilde{P}_{nj} , fra det vi nå kan kalle privat sektor med minimal tjenstepensjon. Vi antar altså at nyttefunksjonen er den samme i den kontrafaktiske simulerte verden, som i den virkelige, altså at de parame-

trene vi har estimert er konstante. Vi antar også at lønnen i privat sektor med minimal tjenstepensjon er upåvirket av innføringen av obligatorisk tjenstepensjon. Vi antar fortsatt at alle bestemmer selv hvilken sektor de jobber i. Hvis mengder av mennesker nå skulle ønske å begynne å jobbe i privat sektor med minimal tjenstepensjon, så vil det være rom for det. Vi må passe oss for å dra fortolkningen av dette for langt, men vi kan kanskje antyde noe om hvor den enkelte ville ønske å jobbe, etter innføringen av en slik ordning. De nye sannsynlighetene for valg av sektorer regnes altså ut, og som før så summeres alle simulerte sannsynlighetene for å velge sektor j i 2003 over alle som jobber i sektor k i 2001 for å simulere strømmen fra sektor k til sektor j .

Tabell 15: Simulert sektorfordeling, innføring av OTP på 2 %

		2003			
		Offentlig	Privat med TP	Privat uten TP	Alle
	Offentlig	301924	679	493	303097
2001	Privat med TP	779	68049	102	68930
	Privat uten TP	2115	460	76670	79247
	Alle	304819	69189	77265	451274

Vi ser ut fra Tabell 15 at effektene er små. Tallene skiller seg så godt som ikke fra tallene i Tabell 14, som viser predikerte flyttestrømmer uten innføringen av OTP. Vi ser at 19 flere personer vil ønske å jobbe i privat sektor med minimal tjenstepensjon etter at OTP innføres. Dette skyldes nok at den estimerte marginalnyttens av pensjon er relativt lav, slik at sannsynligheten for å velge privat sektor med minimal TP øker veldig lite etter denne innføringen. Nå er imidlertid utvalget som er brukt her mindre mobilt enn populasjonen. Dette ser vi ved å sammenligne Tabell 4 a og Tabell 4 b. Dermed blir også parametrene i nyttefunksjonen trolig feil. Metoden estimerer sannsynligvis en for høy generell flyttekostnad, sammenlignet med hva den ville gjort hvis vi hadde hatt alle ansatte med, slik at den simulerte effekten av å innføre

OTP på flyttestrømmene inn og ut at privat sektor med minimal tjenestepensjon, er mindre enn den ville vært i virkeligheten. Den største relative endringen finner vi i cellen for de som flytter fra privat med- til privat uten tjenestepensjon. Her øker flyttestrømmen med en prosent.

9 Konklusjon

Vi har estimert en positiv og signifikant marginalnytte av nåverdien av pensjonsstrømmen. Folk ser altså ut til å bry seg om verdien av pensjonen de ender opp med. Relativt til estimert marginalnytte av nåverdien av lønnsstrømmen er imidlertid den estimerte marginalnyttten av nåverdien av pensjon lav. Arbeidstakere ser ut til å være mer tilbøyelige til å foreta valg som øker nåverdien av lønnsstrømmen med en krone, enn valg som øker nåverdien av pensjonsstrømmen med en krone. Vi har også estimert en relativt høy generell flyttekostnad. Dette betyr at folk må ha et ganske mye bedre pensjonstilbud i en annen sektor enn den de er i, for at et skifte av sektor skal representere noen nyttegevinst. Dette ser vi også når vi simulerer innføringen av OTP. De predikerte flyttestrømmene endrer seg i liten grad som en følge av dette. Det er heller ikke så mange flere som velger å bli i denne sektoren i stedet for å flytte til en annen sektor som en følge av denne innføringen.

Her må vi ta en del forbehold. Det er for det første ikke sikkert at modellen i seg selv er en god gjengivelse av folks avveininger av hvilken sektor de skal jobbe i. Det er mest sannsynlig mange flere forhold som vi ikke tar høyde for her, som er med og bestemmer folks valg av arbeidssted. Estimaten på verdiene på alternativene den enkelte møter, er også usikre. For det andre er det gode grunner til å trekke den eksterne validiteten av resultatene i tvil. Vi ser gjennom sammenligning av Tabell 4a og Tabell 4b at arbeidsstaben som helhet er mer mobil mellom sektorene enn det utvalget vi bruker til å estimere modellen. Vi vet ikke om dette gjenspeiler at vårt utvalg i større grad jobber i den sektoren som rent inntektsmessig er det

beste alternativet for de, eller om de faktisk har høyere kostnader knyttet til det å skifte sektor enn arbeidsstaben som helhet. Hvis det siste er tilfellet, så vil trolig flyttekostnaden være estimert for høyt og folks følsomhet både overfor lønn og pensjon for lavt. Hvis de mobilitetshindrende effektene i tjenstepensjonssystemet dominerer de mobilitetstriggende i dette utvalget, noe som er sannsynlig, siden offentlig sektor utgjør en svært stor del, er det også grunner til å tro at marginalnyttene av tjenstepensjon er underestimert i denne analysen.

Alt i alt kan vi konkludere med at vi ser tegn på at folk legger vekt på pensjonene når de velger hvor de skal jobbe. Det vil dermed være samfunnsøkonomiske kostnader knyttet til at verdien av tjenstepensjonsrettighetene påvirkes av om man er mobil på arbeidsmarkedet. For å studere problemet nærmere vil vi trenge et bedre modellapparat og bedre data-grunnlag. Opplysninger om folks tidligere opptjening ville innebære at vi fikk skilt effekten av mobilitetshindre og mobilitetstriggere fra de generelle flyttekostnadene og alderseffektene på mobilitet. Det kunne også vært fruktbart med mer velbegrunnede antakelser om folks forventninger til fremtidig lønnsvekst, og andre variabler som har betydning for deres valg.

10 Referanser

- Almendingen, V.(2005): Skattefunksjoner i Norge", Working Paper 2/2005, Ragnar Frisch Centre for Economic Research
- Barth, E. (1998): "Inntektsforskjeller og lønnsdannelse" i Markeder, ressurser og fordeling. Artikler i anvendt økonomi, Rødseth, A. og Riis, C., Ad Notam Gyldendal AS 1998
- Bernhardsen, T., Gerdrup, K. (2006) : Den nøytrale realrenten", Penger og Kreditt 4/2006, Norges Bank
- Gielen, A. C., van Ours, J. C. (2006): "Why do worker-firm matches dissolve?" Discussion paper nr 57-2006, Tilburg University, Center for Economic Research
- Heckman, J.J.(1979): Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, Vol. 47, pp. 153-161
- Hernæs, E., Piggott, J., Zhang, T. og Strøm, S.(2006): The Determinants of Occupational Pensions", Memorandum 1/2006, Department of Economics, University of Oslo
- Holt, B. A. (2003): "Arbeids- og bedriftsundersøkelsen 2003", Dokumentasjonsrapport Statistisk Sentralbyrå 2003/66
- Jovanovic, B. (1979): Firm-specific Capital and Turnover", *The Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 6, pp. 1246-1260.
- NOU 1999: 6 Sjømannspensjon
- NOU 1994:2 Fra arbeid til pensjon
- NOU 2004:1 Modernisert folketrygd
- Parrado, E., Caner, A., and Wolff, E.N. (2007): "Occupational and industrial mobility in the United States", *Labour Economics*, Vol. 14, 3 , pp. 435-455
- Strøm, S. and Wagenhals, G. (1992): Female labour supply in the federal republic", Reprint series no 406, University of Oslo, Department of Economics.

- Train, Kenneth (2003): Discrete Choice Methods with Simulation,
Cambridge University Press
- Ugreninov, E. (2005): Seniorer og arbeid: Dessertgenerasjonen; lever lenger
og jobber kortere", Samfunnsspeilet 5/2005, Statistisk sentralbyrå
- Veland, G. og Midtsundstad, T. (2006): Tjenestepensjonenes inntektsmessige
betydning", Fafo-rapport 526
- Økonomiske analyser nr 5 (2007): Konjunkturtendensene, Statistisk sentralbyrå

Publikasjoner fra Frischsenteret

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

Rapporter

1/2006	Finansiering av tros- og livssynssamfunn	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 funksjonsevne	Rolf Golombek, Jo Thori Lind
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
6/2006	Utfall av yrkesrettet attføring i Norge 1994-2000	Tyra Ekhaugen
7/2006	Inntektsfordeling og inntektsmobilitet – pensjonsgivende inntekt i Norge 1971-2003	Ola Lotherington Vestad
8/2006	Effektiv måloppnåelse En analyse av utvalgte politiske målsetninger	Nils-Henrik M. von der Fehr
9/2006	Sektoranalyser – Gjennomgang av samfunnsøkonomiske analyser av effektiviseringspotensialer for utvalgte sektorer	Finn R. Førsumd
10/2006	Veien til uføretrygd i Norge	Elisabeth Fevang, Knut Røed
1/2007	Generisk bytte En økonometrisk studie av aktørenes og prisenes betydning for substitusjon	Vivian Almendingen
2/2007	Firm entry and post-entry performance in selected Norwegian industries	Ola Lotherington Vestad
1/2008	Er kommunesektoren og/eller staten lønnsledende? En sammenlikning av lønnsnivå for arbeidstakere i kommunal, statlig og privat sektor	Elisabeth Fevang, Steinar Strøm, Erik Magnus Sæther
2/2008	Tjenestepensjon og mobilitet på arbeidsmarkedet	Nina Skrove Falch

Arbeidsnotater

1/2006	Costs and coverage of occupational pensions	Erik Hernæs, Tao Zhang
2/2006	Inntektsfordelingen i Norge, og forskjellige årsaker	Ola Lotherington Vestad

	til ulikheter i pensjonsgivende inntekt	
3/2006	The Wage Effect of Computer-use in Norway	Fitwi H. Wolday
1/2007	An evaluation of the labour market response of eliminating the retirement earnings test rule	Erik Hernæs, Zhiyang Jia
1/2008		
2/2008		
3/2008	Analyseopplegg for å kunne male om reorganisering av skatteetaten fører til en mer effektiv ressursbruk	Finn R. Førstund, Sverre A.C. Kittelsen
4/2008	Patenter i modeller med teknologisk vekst – en litteraturoversikt med vekt på klimapolitikk	Helge Berglann

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/>.

1/2006	The Determinants of Occupational Pensions	Erik Hernæs, John Piggott, Tao Zhang, Steinar Strøm
4/2006	Moving between Welfare Payments. The Case of Sickness Insurance for the Unemployed	Morten Henningsen
6/2006	Justifying Functional Forms in Models for Transitions between Discrete States, with Particular Reference to Employment-Unemployment Dynamics	John Dagsvik
15/2006	Retirement in Non-Cooperative and Cooperative Families	Erik Hernæs, Zhiyang Jia, Steinar Strøm
16/2006	Early Retirement and Company Characteristics	Erik Hernæs, Fedor Iskhakov and Steinar Strøm
20/2006	Simulating labor supply behavior when workers have preferences for job opportunities and face nonlinear budget constraints	John K. Dagsvik, Marilena Locatelli, Steinar Strøm
21/2006	Climate agreements: emission quotas versus technology policies	Rolf Golombek, Michael Hoel
22/2006	The Golden Age of Retirement	Line Smart Bakken
23/2006	Advertising as a Distortion of Social Learning	Kjell Arne Brekke, Mari Rege

24/2006	Advertising as Distortion of Learning in Markets with Network Externalities	Kjell Arne Brekke, Mari Rege
26/2006	Optimal Timing of Environmental Policy; Interaction Between Environmental Taxes and Innovation Externalities	Reyer Gerlagh, Snorre Kverndokk, Knut Einar Rosendahl
3/2007	Corporate investment, cash flow level and market imperfections: The case of Norway	B. Gabriela Mundaca, Kjell Bjørn Nordal
4/2007	Monitoring, liquidity provision and financial crisis risk	B. Gabriela Mundaca
5/2007	Total tax on Labour Income	Morten Nordberg
6/2007	Employment behaviour of marginal workers	Morten Nordberg
9/2007	As bad as it gets: Well being deprivation of sexually exploited trafficked women	Di Tommaso M.L., Shima I., Strøm S., Bettio F.
10/2007	Long-term Outcomes of Vocational Rehabilitation Programs: Labor Market Transitions and Job Durations for Immigrants	Tyra Ekhaugen
12/2007	Pension Entitlements and Wealth Accumulation	Erik Hernæs, Weizhen Zhu
13/2007	Unemployment Insurance in Welfare States: Soft Constraints and Mild Sanctions	Knut Røed, Lars Westlie
15/2007	Farrell Revisited: Visualising the DEA Production Frontier	Finn R. Førsund, Sverre A. C. Kittelsen, Vladimir E. Krivonozhko
16/2007	Reluctant Recyclers: Social Interaction in Responsibility Ascription	Kjell Arne Brekke , Gorm Kipperberg, Karine Nyborg
17/2007	Marital Sorting, Household Labor Supply, and Intergenerational Earnings Mobility across Countries	O. Raaum, B. Bratsberg, K. Røed, E. Österbacka, T. Eriksson, M. Jäntti, R. Naylor
18/2007	Pennies from heaven - Using exogenous tax variation to identify effects of school resources on pupil achievement	Torbjørn Hægeland, Oddbjørn Raaum and Kjell Gunnar Salvanes
19/2007	Trade-offs between health and absenteeism in welfare states: striking the balance	Simen Markussen
1/2008	Is electricity more important than natural gas? Partial liberalization of the Western European energy markets	Kjell Arne Brekke, Rolf Golombek, Sverre A.C. Kittelsen
3/2008	Dynamic programming model of health and retirement	Fedor Ishakov



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