

# Syssetting og tidligpensjon:

En empirisk analyse av AFP-  
ordningens effekt på yrkesdeltakelsen  
blant eldre og yngre arbeidstakere i  
privat sektor

Andreas Moen

Masteroppgave i samfunnsøkonomi

August 2013

Institutt for økonomi

Veileder: Astrid L. Grasdahl



UNIVERSITETET I BERGEN

# Sammendrag

I løpet av de siste ti årene har myndigheter i store deler av Europa utredet og planlagt innføring av nye pensjonsreformer som skal gi eldre arbeidstakere økonomiske insentiv til å stå lenger i arbeid. I dag er reformene i ferd med å erstatte de gamle pensjonsordningene, og en rekke internasjonale studier har i denne forbindelsen tatt opp problemstillingen om det eksisterer en sammenheng mellom yngre og eldre arbeidstakere. Dette har blant annet å gjøre med at flere hevder at de nye reformene vil ha en negativ effekt på jobbmulighetene blant yngre ettersom det antas at økt arbeidstilbud blant eldre opptar arbeidsplasser som kunne vært frigjort til yngre. De internasjonale studiene undersøker om eldre arbeidstakere har hatt en "crowding-out" effekt på yngre, og majoriteten av studiene finner imidlertid ingen bevis for en slik sammenheng.

I denne analyse undersøker jeg den kort- og mellomlangsigtede effekten av redusert aldersgrense i AFP-ordningen på sysselsettingen av yngre og eldre arbeidstakere i privat sektor. Ved hjelp av den statistiske programpakken STATA anvendes metoder som fast-effekt og differanse-i-differanse for å estimere den kausale effekten. Jeg finner først og fremst overveiende bevis for at AFP bedriftene opplevde et frafall blant eldre arbeidstakere i det aldersgrensen for når en arbeidstaker kan gå av med tidligpensjon ble redusert fra 64 til 62 år mellom 1997 og 1998, men jeg finner ingen bevis for at sysselsettingen av yngre arbeidstakere mellom 16 og 29 år økte mer blant AFP bedriftene som følge av redusert AFP-aldersgrense og frafall blant eldre arbeidstakere.

# Forord

Denne oppgaven skrives i forbindelse med avslutningen på masterstudiet innen samfunnsøkonomi. Høsten 2008 påbegynte jeg studiet ved NTNU, hvorpå jeg fortsatte med mastergraden ved UIB høsten 2011. En stor takk går til Therese og Jonathan (kone og sønn), som har vært en støtte og inspirasjon i løpet av denne tiden.

En særlig takk går til min veileder ved UiB, Astrid L. Grasdahl. Hennes tilbakemeldinger på oppgaveskrivingen og tilrettelegging av data har vært helt avgjørende. Som følge av hennes undervisning i emnet ECON329 (anvendt arbeidsmarkedsøkonomi) fikk jeg også inspirasjon til å skrive om temaet i denne oppgaven.

Masteroppgaven har således vært et selvstendig arbeid, og alle tolkninger, konklusjoner og videre bearbeiding av data er gjort av undertegnede.

*Andreas Moen*

---

Andreas Moen, Bergen, 15. august 2013

Denne siden er blank med hensikt.



# Innholdsfortegnelse

Sammendrag	i
Forord	ii
Innholdsfortegnelse	iv
Figurer	vi
Tabeller	vii
<b>Kapittel 1: Innledning</b>	
1.1 Bakgrunn.....	1
1.2 Nye pensjonsreformer i Europa reaktualiserer tematikken.....	4
1.3 Problemstilling, avgrensning og disponering.....	4
<b>Kapittel 2: Før tidspensjon – regler og reformer</b>	
2.1 Folketrygd og retten til pensjon .....	6
2.2 Mulighetene for tidligavgang – offisielle og uoffisielle ordninger .....	7
2.2.1 Sykepenger, attføring og uførepensjon.....	8
2.2.2 Dagpenger under arbeidsløshet.....	9
2.2.3 Avtalefestet før tidspensjon (AFP).....	10
2.2.3.1 Hovedtrekk ved AFP-ordningen.....	11
<b>Kapittel 3: Økonomisk teori</b>	
3.1 Opsjonsverdimodellen .....	13
3.2 "Lump of labor" hypotesen og substitusjon mellom heterogen arbeidsinnsats..	17
<b>Kapittel 4: Empiri</b>	
4.1 Sysselsetting og tidligavgang .....	23
4.1.1 AFP-ordningens effekt på yrkesdeltakelsen blant eldre arbeidstakere.....	28
4.2 Sammenhengen i yrkesdeltakelsen mellom eldre og yngre.....	31
4.3 Substitusjonsforholdet mellom eldre og yngre .....	35
4.4 Oppsummerende kommentar .....	37

## **Kapittel 5: Metode**

5.1	Differanse-i-differanse.....	39
5.2	Modellspekifikasjoner.....	44
5.2.1	Fast-effekt modell.....	44
5.2.2	Lineær sannsynlighetsmodell.....	47

## **Kapittel 6: Data**

6.1	Utvalget .....	50
6.1.1	Kartlegging av AFP bedriftene.....	51
6.2	Deskriptiv analyse.....	53
6.3	Variabler .....	60
6.4	Funksjonsform.....	62

## **Kapittel 7: Resultater**

7.1	DiD analyse for gjennomsnittlig antall ansatte .....	63
7.2	DiD analyse for gjennomsnittlig antall nye ansatte.....	70
7.3	Forslag til videre forskning .....	74

## **Kapittel 8: Konklusjon** 76

## **Referanser** 78

## **Appendiks** 83

# Figurer

<b>FIGUR 1.1:</b> ANTALL AFP-PENSJONISTER SOM ANDEL AV BEFOLKNINGEN I ALDEREN 62-66 ÅR OG ANTALL ARBEIDSLEDIGE YNGRE SOM ANDEL AV BEFOLKNINGEN I ALDEREN 15-29 ÅR. ....	3
<b>FIGUR 4.1:</b> SYSSELSATTE ETTER TILKNYTNING TIL AFP I ALDER FRA 55-62.....	30
<b>FIGUR 4.2:</b> SYSSELSATTE ETTER TILKNYTNING TIL AFP I ALDER FRA 61-66.....	31
<b>FIGUR 5.1:</b> DIFFERANSE-I-DIFFERANSE .....	42
<b>FIGUR 5.2:</b> DiD OG BRUDD PÅ SAMME TREND ANTAKELSEN.....	43
<b>FIGUR 6.1:</b> SAMMENSETNING AV AFP OG IKKE-AFP BEDRIFTER ETTER NÆRINGSGRUPPER OG SEKTORTILKNYTNING .....	54
<b>FIGUR 6.2:</b> ENDRING I ARBEIDSSTYRKENS ALDERSSAMMENSETNING FOR AFP BEDRIFTER .....	59
<b>FIGUR 6.3:</b> ENDRING I ARBEIDSSTYRKENS ALDERSSAMMENSETNING FOR IKKE-AFP BEDRIFTER .....	59
<b>FIGUR 6.4:</b> ENDRING I ARBEIDSSTYRKENS ALDERSSAMMENSETNING FOR AFP OG IKKE-AFP BEDRIFTER .....	59
<b>FIGUR A.10.1:</b> ROBUSTHETSSJEKK FOR TABELL 7.1 .....	84
<b>FIGUR A.10.2:</b> ROBUSTHETSSJEKK FOR TABELL 7.3 .....	85
<b>FIGUR A.10.3:</b> ROBUSTHETSSJEKK FOR TABELL 7.6 .....	86

# Tabeller

<b>TABELL 6.1:</b> DESKRIPTIV STATISTIKK FOR ANSATTE ETTER AFP-TILKNYTNING, FØR OG ETTER TILTAK.....	55
<b>TABELL 6.2:</b> DESKRIPTIV STATISTIKK FOR BEDRIFTER ETTER AFP-TILKNYTNING, FØR OG ETTER TILTAK .....	56
<b>TABELL 6.3:</b> GJENNOMSNITTLIG ANTALL ANSATTE ETTER ALDERSGRUPPER OG AFP-TILKNYTNING, FØR OG ETTER TILTAK .....	58
<b>TABELL 6.4:</b> DESKRIPTIV STATISTIKK FOR AVHENGIGE VARIABLER.....	60
<b>TABELL 6.5:</b> DESKRIPTIV STATISTIKK FOR UAVHENGIGE VARIABLER.....	61
<b>TABELL 7.1:</b> EFFEKT PÅ ANTALL ANSATTE AV REDUSERT AFP-ALDERSGRENSE PÅ AFP-BEDRIFTENE OG ETTER ALDERSGRUPPER .....	66
<b>TABELL 7.2:</b> EFFEKT AV REDUSERT ALDERSGRENSE I AFP-ORDNINGEN PÅ SANNSYNLIGHETEN FOR ANSETTELSE AV DE RESPEKTIVE ALDERSGRUPPENE I AFP-BEDRIFTENE.....	68
<b>TABELL 7.3:</b> EFFEKT AV REDUSERT ALDERSGRENSE I AFP-ORDNINGEN PÅ TILTAKSGRUPPEN, ETTER ALDERSGRUPPER OG SEKTORTILKNYTNING.....	70
<b>TABELL 7.4:</b> EFFEKT AV REDUSERT AFP-ALDERSGRENSE PÅ NYE ANSATTE I AFP-BEDRIFTENE.....	71
<b>TABELL 7.5:</b> EFFEKT AV REDUSERT AFP-ALDERSGRENSE PÅ NYE ANSATTE I AFP-BEDRIFTENE OG ETTER ALDERSGRUPPER .....	72
<b>TABELL 7.6:</b> EFFEKT AV REDUSERT AFP-ALDERSGRENSE PÅ NYE ANSATTE I AFP-BEDRIFTENE OG ETTER ALDERSGRUPPER OG SEKTORTILKNYTNING. ....	74
<b>TABELL A.10.1:</b> DESKRIPTIV STATISTIKK FOR BEDRIFTER MED MELLOM 10 OG 80 ANSATTE OG ETTER AFP-TILKNYTNING, FØR OG ETTER TILTAK.....	83

# Kapittel 1

## Innledning

### 1.1 Bakgrunn

På 1970- og 80-tallet innførte industriland, i tillegg til Norge, nye pensjonsreformer. Et fellestrekk ved reformene var at eldre arbeidstakere fikk mulighet til å gå tidligere ut av arbeidslivet. Pensjonsytelsene ble etterhvert også langt mer sjenerøse enn tidligere, slik at eldre fikk sterke insentiver til å forlate arbeidslivet ved første anledning. Virkningene på arbeidsstyrken ser man allerede fra 1970-tallet, da yrkesdeltakelsen blant eldre arbeidstakere begynte å falle. I de fleste industriland fortsatte nedgangen gjennom 1980-årene, hvor fallet først avtok på midten av 1990-tallet<sup>i</sup>. Gruber & Wise (1999) knytter fallet i yrkesdeltakelse blant eldre til pensjonsreformene da de finner en sammenheng mellom frafallet fra arbeidsstyrken og tidspunktet trygdeytelsene var tilgjengelig. Ifølge forfatterne er forbindelsen kausal fordi de finner at pensjonsordningene i 10 av 12 land ilegger en implisitt skatt<sup>ii</sup> av å arbeide utover alderen for tidligpensjonering, og jo høyere skatten er i et land, jo lavere er yrkesdeltakelsen blant eldre. Samtidig truer den negative trenden i yrkesdeltakelsen landenes fiskale betjeningsevne ettersom pensjonssystemet finansieres på pay-as-you-go prinsippet. Til dette bidrar kombinasjonen av økt levealder, redusert faktisk pensjonsalder, lavere fertilitet og færre eldre i arbeid til et betydelig press på den økonomiske veksten, skatteinntekter og arbeidsstyrke. Til tross for at konsekvensene av pensjonsreformene lenge har vært kjent innenfor akademiske miljøer (se bl.a. Heller et al., 1986), har myndighetene likevel tillat at eldre går stadig tidligere ut av arbeidsstyrken.

Ifølge Gruber et al. (2009) er det uklart hvorfor de sjenerøse pensjonsreformene ble introdusert i utgangspunktet. Imidlertid mener de at høy arbeidsledighet i mange

---

<sup>i</sup> Se f.eks. figur 27 i Gruber & Wise (2005) s.52 for en oversikt over samtlige OECD-land.

<sup>ii</sup> I kapittel 4 redegjøres det nærmere for denne sammenhengen, men i korte trekk betyr implisitt skatt at arbeidstakere taper trygdeytelser ved å fortsette i arbeid utover alderen man har rett på tidligpensjon.

OECD-land kan forklare hvorfor de ble innført. Pensjonsreformene var således et ledd for å frigjøre arbeidsplasser, og særlig fikk politikere motivasjon for å fremme et slikt syn da arbeidsledigheten blant yngre var langt høyere enn ellers i befolkningen. Siden mange hevder at lavere yrkesdeltakelse blant eldre øker sysselsettingsmulighetene blant yngre, tar Gruber & Wise (ibid) utgangspunkt i hypotesen og undersøker om den fallende trenden blant eldre økte sysselsettingen blant yngre. De finner ingen bevis for dette. Tvert imot finner de at lavere arbeidstilbud blant eldre også reduserer sysselsettingen og øker arbeidsledigheten blant yngre. Arbeidet til Gruber & Wise er gjennomgående godt dokumentert, men de påpeker samtidig at det er mange utfordringer knyttet til metode og tidsseriedata når man skal undersøke om slike sammenhenger eksisterer. For eksempel viser Palme & Svensson (2010) til nødvendigheten av videre forskning fordi tidsserieestimatene er beheftet med endogenitet. Dette har blant annet sammenheng med at konjunkturbevegelser påvirker yrkesdeltakelsen til eldre og yngre arbeidstakere i samme retning, og en påviselig korrelasjon mellom arbeidsledigheten blant yngre og sysselsettingen blant eldre vil i mange tilfeller ikke være tilstrekkelig for å si noe om kausal inferens.

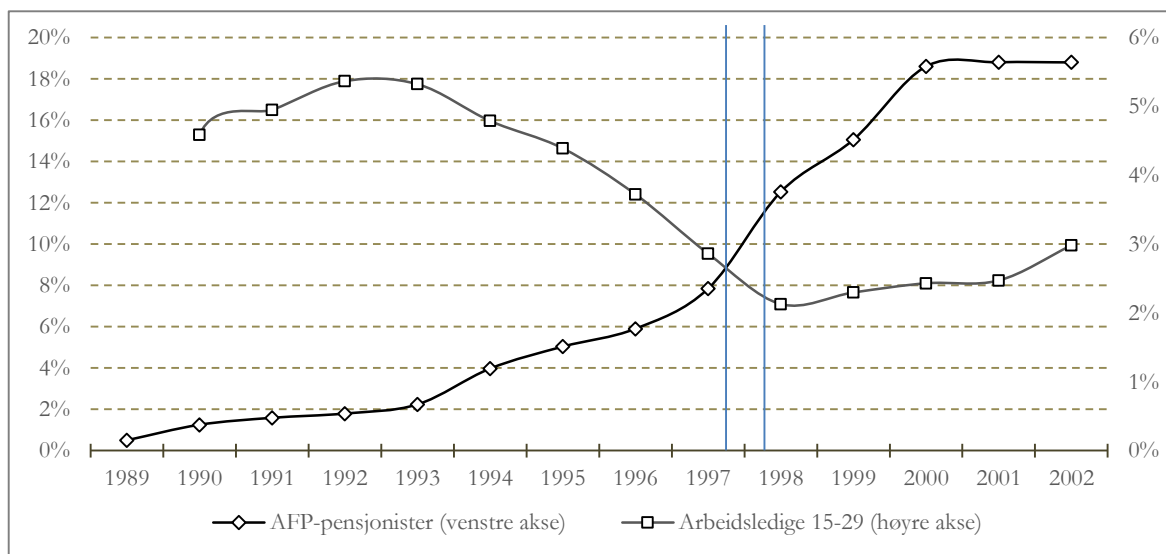
Formålet med denne analysen er å undersøke kausaleffekten av den norske tidligpensjonsordningen, AFP (avtalefestet førtidspensjon), på sysselsetting av yngre arbeidstakere. Nærmere bestemt er hensikten å undersøke om AFP-bedriftene hadde en høyere sysselsetting av yngre arbeidstakere enn bedriftene som ikke var tilsluttet ordningen. AFP-ordningen gav arbeidstakere i bedriftene som var innenfor LO- og NHO-området mulighet til å gå ut av arbeidslivet før den ordinære pensjonsalderen på 67 år som lå til grunn i folketrygden. Partene reforhandlet avtalen under lønnsoppgjørene på 1990-tallet, og AFP alderen ble trinnvis redusert fra 66 år i 1989 til partene i 1998 til slutt ble enige om at arbeidstakere kunne gå av ved fylte 62 år. De vertikale linjene i figur 1.1 illustrerer de to siste aldersendringene i ordningen, dvs. fra 64 til 63 år høsten 1997 og fra 63 til 62 år våren 1998. Samtidig som figuren viser en sterk vekst i antall AFP-pensjonister, faller antall arbeidsledige yngre. En sentral problemstilling er om noe av fallet i antall arbeidsledige kan forklares med økningen i antall AFP-pensjonister.

I motsetning til Gruber & Wise (2010), som benytter tidsserieanalyse av aggregerte sysselsettingsdata, anvendes individbaserte sysselsettingsopplysninger fra norske registerdata, som er omgjort til paneldata på bedriftsnivå, i denne oppgaven. Ettersom AFP-ordningen ikke omfattet alle bedrifter i Norge, utnyttet bedrifter som stod

utenfor ordningen til å fange opp hvordan det ville gått med AFP-bedriftene dersom ordningen ikke hadde blitt innført. Datatilgangen muliggjør derfor 1) bruk av metodisk design som er egnet til å fange opp kausale sammenhenger og 2) informasjon om sektortilknytning tillater å undersøke effekten av redusert aldersgrenser i AFP-ordningen over forskjellige hovednæringer. Av dette følger det at denne oppgaven har en noe annen tilnærming enn majoriteten av de internasjonale studiene som undersøke tilsvarende problemstilling ettersom disse nesten utelukkende anvender aggregerte tidsseriedata om sysselsetting og arbeidsløshet.

Selv om det synes å være en overveiende samlet konklusjon basert på de internasjonale studiene, viser ny forskning at sammenhengen mellom eldre og yngre arbeidstakere ikke er like entydig. Vestad (2012) har på bakgrunn av registerdata for hele den norske befolkningen for perioden 1994 til 2004 undersøkt den kortsiktige kausaleffekten av tidligpensjonering på den potensielle sysselsettingen av yngre mellom 18 og 29 år. Forfatteren konkluderer med at det er rom for en ny arbeidstaker i aldersgruppen som studeres for hver femte person som tar ut tidligpensjon. Til tross for at man ikke finner bevis for et omvendt forhold mellom sysselsetting av eldre og yngre arbeidstakere på makronivå, viser studien til Vestad (ibid) at dette ikke nødvendigvis trenger å være tilfelle på mikronivå.

*Figur 1.1: Antall AFP-pensjonister som andel av befolkningen i alderen 62-66 år og antall arbeidsledige yngre som andel av befolkningen i alderen 15-29 år.*



Kilde: SSB/Statbank.no og Norsk Offentlig Utredning. Vertikale linjer indikerer tidspunkt for endring i AFP aldersgrensen: hhv. fra 64 til 63 1.oktober 1997 og fra 63 til 62 1.mars 1998.

## 1.2 Nye pensjonsreformer i Europa reaktualiserer tematikken

I de fleste industrialiserte land introduseres nå pensjonsreformer som skal gi eldre arbeidstakere økonomiske insentiv til å stå lenger i arbeid. Dette reaktualiserer spørsmålet om det eksisterer en sammenheng mellom arbeidsmarkedsdeltakelsen blant eldre og yngre. På samme måte som det tidligere ble hevdet at færre eldre yrkesaktive kom til å frigjøre arbeidsplasser til arbeidsledige, hevdes det i dag at økt yrkesdeltakelse blant eldre vil oppta arbeidsplasser for yngre. For eksempel kom dette til uttrykk da franske myndigheter i 2010 foreslo å øke den ordinære pensjonsalderen fra 60 til 62 år. Forslaget ble møtt med protester fra flere skoler og universiteter, som blant annet hevdet at økt pensjonsalder ville bidra til å forverre arbeidsledigheten blant de unge (Shrago, 2010).

Reaksjonen er ikke overraskende når dagens ungdomsgenerasjon i Europa møter et vanskelig arbeidsmarked i det arbeidsledigheten blant yngre nærmer seg 26 prosent, foruten antallet som ikke melder seg arbeidsledig. Det er derfor interessant at diskusjonen om arbeidsløshet, som preget de gamle pensjonsreformene, ikke lenger er til stede blant beslutningstakere når de nye reformene innføres. Politikere har nærmest gjort en helomvending, til tross for manglende forskning og teori om effektene av økt deltakelse blant eldre arbeidstakere på arbeidsmarkedet for yngre (Fisher & Keuschnigg, 2011). Empirien gir tross alt ingen entydig svar på substitusjonsforholdet mellom eldre og yngre arbeidstakere – dersom eldre substitueres for yngre arbeidstakere, kan dette forverre et ellers dårlig arbeidsmarked blant unge. Konsekvensene av de nye pensjonsreformene på arbeidsmarkedet er derfor langt mer usikre, særlig med tanke på den manglende historiske erfaringen med de store demografiske endringene og aldrende befolkning industrialiserte land står overfor i tiden fremover (OECD, 1998).

## 1.3 Problemstilling, avgrensning og disponering

I denne oppgaven skal jeg undersøke om reduksjon i AFP-aldersgrensen bidro til at AFP-bedriftene økte sysselsettingen av yngre arbeidstakere. Bidrar for eksempel lavere yrkesdeltakelse blant eldre som følge av redusert AFP-aldersgrense til økte arbeidsmuligheter blant yngre? Problemstillingen er interessant blant annet på grunn av de nye pensjonsreformene som nå innføres fordi de gir eldre økonomisk insentiv til å stå



lenger i arbeid. Dersom empirien bekrefter problemstillingen, kan det også være et omvendt forholdt slik at økt yrkesdeltakelse blant eldre kan ha en «crowding-out» effekt på yngre arbeidstakere. Til dette gir Statistisk Sentralbyrås (SSB) forløpsdatabase FD-Trygd en anledning til å foreta en empirisk analyse av problemstillingen.

Oppgaven er organisert som følger: I kapittel 2 redegjøres det nærmere for regler og reformer i det norske pensjons- og trygdesystem, med særlig vekt på førtidspensjonsordningene. Siden studien tar utgangspunkt i perioden aldersendringene i AFP-ordningen fant sted, det vil si på 1990-tallet, blir utgreiingen av trygdereglene begrenset til denne perioden. Videre omhandler kapittel 3 økonomiske teori. Først utledes opsjonsverdimodellen for individers pensjonsbeslutning, og i forbindelse med sammenhengen mellom yngre og eldre arbeidstakere redegjøres det for "Lump of labor" forestillingen. Under kapittel 4 fremstilles den empiriske litteraturen, der både internasjonale og norske studier om individers pensjonsbeslutning drøftes i nærmere detalj. Til sist følger en gjennomgang av empiriske studier om yrkesforholdet mellom eldre og yngre arbeidstakere. I kapittel 5 utledes metoden som anvendes for å anslå sammenhengen mellom yngre og eldre arbeidstakere i Norge. Dernest følger en beskrivelse og deskriptiv analyse av datasettet i kapittel 6. Til slutt redegjøres det for resultater etterfulgt av en konklusjon i henholdsvis kapittel 7 og 8.

# Kapittel 2

## Førtidspensjon – regler og reformer

I det følgende redegjøres det nærmere for de ulike ordningene for førtidspensjonering i Norge. Ordningene utgjør sykepenger, attføringspenger (erstattet av arbeidsavklaringspenger i 2010), uførepensjon, dagpenger under arbeidsløshet og avtalefestet førtidspensjonering (AFP). Foruten de to sistnevnte, har sykepenger og attføring ofte vært benyttet i overgangen fra yrkesaktiv til uførepensjonert. På grunn av mangelen på en offisiell tidligpensjonsordning ble AFP-ordningen fremforhandlet mellom partene i arbeidslivet mot slutten av 1980-tallet. Førtidspensjonsordningen omfattet i hovedsak arbeidstakere som arbeidet i bedrifter innenfor LO/NHO området. De andre ordningene er inkorporert under folketrygdloven av 1967 og omfatter alle som arbeider eller bor i Norge. Bortsett fra AFP, har ordningene i stor grad fungert som uoffisielle førtidspensjonsordninger, der bruken av uførepensjon har vært dominerende.

### 2.1 Folketrygd og retten til pensjon<sup>i</sup>

Da folketrygdloven kom i 1967 ble alle omfattet av en sosialforsikring som kombinerte forsikrings- og fordelingshensyn (NOU 2003:6). Forsikringshensynet ble fremtredende ved at loven sikret medlemmene økonomisk trygghet ved blant annet arbeidsledighet, alderdom, uførhet og sykdom. Omfordelingshensynet kom til uttrykk gjennom alderspensjonen ved at ytelsene var avhengig av yrkesdeltakelse og inntekt. Videre introduserte den nye folketrygdloven ny pensjonsalder. Mens arbeidstakere tidligere kunne ta ut alderspensjon ved fylte 70 år, ga folketrygden alle rett til

---

<sup>i</sup> I 2011 kom en ny pensjonsmodell som innen 2025 fullt ut vil være innfasert og ha erstattet gammel reform. Siden problemstillingen tar utgangspunkt i pensjon og sysselsetting på 1990-tallet, er det derfor hensiktsmessig å avgrense utgreiingen til hovedtrekk ved gammel pensjonsordning, samt trygderegler fra samme periode.

alderspensjon ved fylte 67 år. Til tross for den nye aldersgrensen, beholdt imidlertid arbeidsmiljøloven den øvre grensen for yrkesdeltakelse på 70 år.

Folketrygden og pensjonsordningen er videre grunnlagt på pay-as-you-go (PAYG) prinsippet. Det vil si at dagens yrkesaktive finansierer pensjons- og trygdeutbetalinger gjennom innbetalte skatter og trygdeavgifter. Selv om trygdemedlemmer har vært yrkespassive eller har hatt lav livsinntekt, blir disse likevel sikret en minsteytelse gjennom en grunnpensjon. Størrelsen på grunnpensjonen avhenger av sivilstatusen til vedkommende, dvs. at grunnpensjonen utgjør 1G<sup>i</sup> for enslige og 85 prosent av 1G dersom pensjonisten lever sammen med en ektefelle. Personer som har hatt en årlig inntekt over grunnbeløpet opparbeider seg også retten til tilleggspensjon<sup>ii</sup>. Til dette beregnes tilleggspensjonen ut fra de 20 best inntektsårene, men kun inntekt inntil 6G. For inntekt mellom 6 og 12 G blir 1/3 av dette medregnet. For å ha opparbeidet seg retten til full grunnpensjon og tilleggspensjon, kreves henholdsvis 40 års trygdetid (f.eks. botid) og 40 poengår (opptjeningsår). Utover dette kan personer med lav opptjening motta et sært tillegg (dersom de ikke kvalifiserer til å motta tilleggspensjon eller hvis tilleggspensjonen er lavere enn særtillegget), der særtillegget fastsettes som en fast prosent av grunnbeløpet.

## 2.2 Mulighetene for tidligavgang – offisielle og uoffisielle ordninger

I resten av kapittelet redegjøres det nærmere for AFP-ordningen og hovedtrekkene bak de uoffisielle veiene ut av arbeidslivet før den ordinære pensjonsalderen på 67 år. Sistnevnte sikrer hver enkelt en ytelse ved inntektsbortfall gjennom ordninger som dagpenger (ved arbeidsledighet), sykepenger, attføringspenger, samt uføre- og etterlattepensjon<sup>iii</sup>. Mens AFP-ordningen er et frivillig tilbud til eldre arbeidstakere mellom 62 og 67 år, har folketrygdens ytelser fungert som alternative førtidspensjonsordninger, dette til tross for at avgangene i mange tilfeller er ufrivillige.

---

<sup>i</sup> Grunnbeløpet (G) blir regulert hvert år og utgjorde i 1967 5400 kr. 1. mai 2012 ble 1G regulert til 82.122 kr per år. (kilde: [www.nav.no](http://www.nav.no))

<sup>ii</sup> Tilleggspensjonen beregnes ved å multiplisere grunnpensjonen med et sluttpoengtall og en pensjonsprosent, hvor sluttpoengtallet utgjør gjennomsnittlig pensjonspoeng. Pensjonspoengene beregnes årlig:  $(\text{Inntekt}_t - G_t)/G_t$

<sup>iii</sup> Etterlattepensjon er i hovedsak en støtte til personer under 67 år som ikke er yrkesaktive og hvor forsørger har gått bort. Siden ordningen ikke direkte knytter seg til avgangsmønsteret, slik som dagpenger, sykepenger, og uførepensjon, blir ikke ordningen gjennomgått noe nærmere.

En årsak er at den uoffisielle praksisen har blitt intensivert under vanskelige økonomiske tider. Siden eldre ofte har vanskeligere for å finne nytt arbeid enn yngre arbeidstakere, reduserte myndighetene blant annet kravene for arbeidsledighetstrygd under resesjonen på begynnelsen av 1990-tallet (Bratberg et al., 2004). Til eksempel var det egne særregler i dagpengeordningen som gjorde at eldre kunne motta ytelser atskillig lenger enn andre arbeidstakere.

### **2.2.1 Sykepenger, attføring og uførepensjon**

Sykepengereformen som kom i 1978, gav mulighet for sykepenger i ett år med full lønn ved arbeidsuførhet. Formålet med ordningen var å gi en kompensasjon til yrkesaktive ved bortfall av arbeidsinntekt på grunn av arbeidsuførhet ved skade eller sykdom. Sykepenger ble regnet som pensjonsgivende inntekt og ga poengopptjening i tiden vedkommende var sykemeldt og mottok trygd. Siden den sykemeldte i tillegg ble kompensert med 100 prosent av arbeidsinntekten, benyttet mange seg av ordningen i overgangen fra yrkesaktiv til pensjonist (NOU 1994:2). Vedkommende var da sykemeldt det siste året før alderspensjonen i folketrygden overtok. Sykepenger ble imidlertid kun beregnet opp til 6G. På begynnelsen av 1990-tallet var opptjeningstiden for sykepenger på 2 uker, noe som betydde at arbeidstakeren måtte ha vært i arbeid i minst to uker før vedkommende ble arbeidsufør.

Attføringspenger ble benyttet for å gi en kompensasjon til utgifter i en overgangsperiode for personer som enten var langtidssyke, gjennomgikk yrkesrettet attføring eller som ventet på uførepensjon, attføring eller arbeid. Overføringene var delt etter kategorier og bestod av rehabiliterings- og attføringspenger, samt foreløpig uførestønad (ytelse i påvente av uførepensjon). Alle mellom 16 og 66 år som oppfylte vilkårene kunne motta attføring. Først og fremst skulle ordningen forebygge at trygdemottakeren til slutt havnet som uførepensjonert. Ordningen skulle derfor gi tilbud/behandling som på best mulig måte gjorde at vedkommende beholdt arbeidet og/eller deltok i arbeidslivet. Under attføring mottok den trygdede en kontantstønad og dekning av utgifter knyttet til hjelpemidler og opplæring. Ytelsen bestod av en grunnpensjon, tilleggspensjon og forsørgingstillegg. For de som ikke lenger hadde krav på sykepenger etter ett år med full lønn, gikk over på rehabiliteringsstønad under

attføring. Mange eldre benyttet derfor rehabiliteringsstønaden som et alternativ til uførepensjon fordi de ikke oppfylte vilkårene til sistnevnte (NOU 1994:2, s. 139)<sup>i</sup>.

Formålet med uførepensjon å sikre inntekt for personer som har fått sin inntektsevne eller arbeidsevne varig nedsatt på grunn av skade eller sykdom. Alle mellom 16 og 66 år kan få innvilget uførepensjon, men det er et krav om at attføring eller annen behandling er prøvd først. Fra 1973 var det likevel mulig for eldre over 64 år å uførepensjonere seg på grunn av alderssvekkelse<sup>ii</sup>. Uførepensjonen utgjorde det samme som alderspensjonen etter gammel pensjonsordning. Det vil si at ordningen bestod av en minstesikring, tilleggspensjon og forsørgingstillegg dersom personen hadde barn under 18 år eller forsørget ektefelle. Kompensasjonsgraden beløp seg til 50-60 prosent for en vanlig gjennomsnittsinntekt før skatt. Ofte ble eldre arbeidstakere også tilbudt en gavepensjon fra bedriften (særlig når bedriftene ønsket å nedbemanne) dersom personen søkte legen for sykemelding og senere uførepensjon. Før AFP-ordningen ble innført mot slutten av 1980-tallet, var bruken av uførepensjon langt mer utstrakt sammenlikning med eksempelvis Danmark (som hadde en tidligpensjonsordning). Både høy ordinær pensjonsalder og mangel på tidligpensjonsordning bidro til den høye uføreraten blant eldre over 60 år (Visser & Midtsundstad, 1993).

## 2.2.2 Dagpenger under arbeidsløshet

Dagpenger under ledighet er i utgangspunktet en korttidsstønad. Ordningen skal stimulere den arbeidsledige til å skaffe seg arbeid, og under arbeidsløshetsperioden skal dagpenger delvis dekke arbeidsinntekten. Likevel kunne mange eldre på 1990-tallet benytte dagpenger som førtidspensjonsordning da det var vanskelig for eldre over 60 som ble oppsagt å finne ny jobb (NOU 1994:2, s. 41). Uten en offentlig førtidspensjonsordning ble det krevende å holde ut til 67 år. Dagpenger ble av denne grunn utbetalt uten tidsbegrensning for arbeidsledige eldre mellom 64 og 67 år. Eldre personer fikk som hovedregel sikret dagpenger dersom vedkommende ble arbeidsledig fra fylte 60,5 år. Dagpenger ble da utbetalt fra 60,5 år til alderspensjonen overtok ved 67 år. For å ha rett på dagpenger var det et krav om at personen hadde fått utbetalt en lønnsinntekt på

---

<sup>i</sup> Et problem med rehabiliteringspenger var at etter noen år oppfylte eldre ikke lenger kvalifikasjonskravene til dagpenger. Når da personen heller ikke kunne benytte uførepensjon, utelukket attføringen at den eldre kunne gå på dagpenger fra fylte 60,5 år til 67 år.

<sup>ii</sup> Regelen ble fjernet i 1990 som et ledd for å redusere antall uførepensjonerte (NOU 1994:2, s. 99).

minimum 0,75 ganger grunnbeløpet foregående år. Personer over 64 år (som kvalifiserte til å få ytelse) var uansett sikret en minste ytelse på 2,5 G. Kompensasjonsgraden (målt etter dagpengegrunnlaget) utgjorde vanligvis 62 prosent. Utenom særreglene for eldre over 60,5 år, kunne personer motta ytelsen i maksimalt 80 uker. De fleste som hadde vært i fullt arbeid derimot, kunne motta ytelse i opptil 3,5 år.

### 2.2.3 Avtalefestet førtidspensjon (AFP)

Bakgrunnen for innføringen av AFP var resesjonen som norsk økonomi opplevde mot slutten av 1980-tallet. Etter flere år med sterk vekst i både privat og offentlig sektor ble 1988 etterfulgt av kraftig fall i boligprisene, bankkrise, konkursbølge og høy arbeidsledighet. Den aggregerte arbeidsledigheten var i 1988 omlag 3 prosent, men ved utgangen av 1993 tangerte ledigheten 6 prosent<sup>1</sup>. I etterkrigstiden hadde Norge aldri opplevd en liknende nedgangskonjunktur. I omstillingsprosessen som fulgte sjokket prioriterte bedriftene i stor grad yngre fremfor eldre, slik at mange eldre ble enten arbeidsledige eller gikk ut av arbeidslivet gjennom de uoffisielle førtidspensjonsordningene (Dahl, 2000).

Den frivillige førtidspensjonsordningen ble først introdusert i 1988 etter at partene i arbeidslivet ble enige om at belastede yrkesgrupper skulle få en "verdige" avslutning på yrkeskarrieren. Initielt kunne arbeidstakere fra 1. januar 1989 gå av ved fylte 66 år. I løpet av 1990-tallet ble flere bedrifter omfattet av ordningen og aldersgrensen for når man kunne ta ut AFP ytterligere redusert. Fra først å gjelde arbeidstakere som fylte 66 år, kunne arbeidstakere 1. januar 1990 gå ut av arbeidslivet ved fylte 65 år. Under lønnsoppgjøret i 1993 ble det enighet om ny aldersgrense, slik at fra 1. oktober samme år kunne yrkesaktive gå av med tidligpensjon ved fylte 64 år. Ytterligere revideringer kom i 1997, og fra 1. oktober 1997 var det mulig å gå av med førtidspensjon ved fylte 63 år. I 1998 ble partene til slutt enige om en endelig aldersgrense, slik at fra 1. mars samme år kunne arbeidstakere ta ut AFP ved fylte 62 år.

AFP-ordningen omfattet i første omgang alle arbeidstakere i privat sektor som arbeidet i bedrifter som var bundet av tariffavtaler innenfor LO- og NHO-området. Utover medlemsbedrifter i NHO som hadde tariffavtale med forbund innenfor LO, hadde

---

<sup>1</sup> Yngre ble særskilt rammet da arbeidsledigheten gikk fra et gjennomsnitt på 6 prosent til ledigheten toppet 13,9 prosent i 1993 (SSBs AKU-tall)

også ansatte som var bundet av tariffavtale med LO, men stod utenfor NHO, AFP-rettigheter. De viktigste områdene utgjorde bedrifter i Handels- og servicenæringens hovedorganisasjon (senere Virke), Kooperativ Tarifforening (SAMFO) og Landbrukets Arbeidsgiverforening. I tillegg var bedrifter knyttet til NHO, som bare hadde avtale med fagforeninger utenfor LO, tilsluttet ordningen. Under hovedtariffoppgjørene i stat og kommune ble det i 1988 også bestemt at deres ansatte skulle få AFP-rettigheter (med virkning fra 1. januar 1989).

Ved siden av AFP, som i utgangspunktet var ment for belastede yrkesgrupper, eksisterte det allerede yrker som hadde tjenstepensjoner med særaldersgrenser under 67 år. Dette gjaldt særlig yrker som sjømenn/fiskere, skogsarbeidere, flygere, politi- og forsvarstjenestemenn, sykepleiere og brannmenn da arbeidet ofte medførte usedvanlig fysiske og/eller psykiske belastninger. Særalderen favnet derfor yrker i både privat og offentlig sektor. Enkelte yrker, som politi og forsvar, var/er det en pliktig pensjonsalder på 60 år fordi fysiske og psykiske egenskaper blir svekket med alderen. Høy alder vil derfor ikke tilfredsstillende kravene som stilles til disse yrkene. For fiskere, sjømenn og skogsarbeidere var det derimot en frivillig pensjonsalder på hhv. 60 og 63 år.

### **2.2.3.1 Hovedtrekk ved AFP-ordningen**

Selv om AFP-ordningen er utenfor folketrygden, tilsvarte pensjonsutbetalingene det man ville fått i alderspensjon dersom vedkommende hadde fortsatt i arbeid frem til fylte 67 år. Med andre ord utgjorde pensjonsutbetalingene det samme som uførepensjonen, det vil si en minstesikring, tilleggspensjon og/eller sært tillegg. Dermed gav AFP vedkommende også poengopptjening i årene som AFP-pensjonist. Dette henger sammen med at pensjonen ikke skulle falle ved overgang til alderspensjonen på grunn av manglende poengopptjening. Dersom personen gikk av med AFP som 62-åring, ble tilleggspensjonen beregnet ut fra en forventet inntekt som om personen hadde fortsatt i arbeid frem til 67 år. I prinsippet måtte arbeidstakeren ha en opptjeningstid på minst 40 poengår (tilsvarende alderspensjon i folketrygden) for å ha rett på full AFP, men i realiteten trengte AFP-pensjonister kun 35 år med poengopptjening (gitt en uttaksalder på 62 år). Ordningen gav dermed en arbeidstaker sterke insentiver om å tre ut av arbeidslivet ved første anledning siden vedkommende ikke ville opparbeide seg bedre pensjonsytelser ved å utsette pensjonstilværelsen.

Videre var det et krav at samlet pensjon (før skatt) ikke oversteg 70 prosent av brutto lønnsinntekt som yrkesaktiv året før man ble pensjonert<sup>i</sup>. Et vilkår for innvilgelse var at årsinntekten oversteg grunnbeløpet i folketrygden, samt at vedkommende hadde tilsvarende inntekt året før uttak av AFP. Den yrkesaktive måtte dessuten ha minst 10 år med poengopptjening fra folketrygden etter fylte 50 år. Utover dette måtte inntekten minst utgjøre en pensjonsgivende inntekt på 2G i de ti beste poengårene fra folketrygden ble innført i 1967. Tidligere arbeidsinntekt ble forøvrig fastsatt ut fra et gjennomsnitt av de tre beste av de fem inntektsårene før vedkommende tok ut AFP. I tillegg til disse lovbestemte kravene stilte AFP-vedtektene i privat sektor krav om at arbeidstakeren hadde vært ansatt i minst 3 år i en bedrift som var tilsluttet ordningen<sup>ii</sup>. For personer som forsørget ektefelle over 60 år, kunne disse motta ektefelletillegg på bakgrunn av en inntektsprøving. Dersom ektefellen selv mottok pensjon fra folketrygden eller AFP, ble grunnpensjonen redusert med  $\frac{1}{4}$ , slik at et særtillegg ytes som ektepar. AFP-pensjonen ble utbetalt fra avgangsalder og frem til 67 år. Etter dette overtok alderspensjonen i folketrygden utbetalingene.

---

<sup>i</sup> Kompensasjonsnivået, inkludert et AFP-tillegg, hadde en øvre grense på 70 prosent av brutto lønn.

<sup>ii</sup> Vedkommende kan også ha rett til AFP dersom han/hun har vært tilsluttet AFP-ordningen sammenhengende de siste fem årene før uttak.



# Kapittel 3

## Økonomisk teori

Økonomisk teori om individers pensjonsbeslutning peker på helse, preferanse for arbeid og fritid, økonomiske insentiver, graden av framsynthet og/eller sivilstatus som sentrale faktorer. I dette kapitlet utledes opsjonsverdimodellen som er formulert av Stock og Wise (1990), der økonomiske insentiver for individers pensjonsbeslutning står sentralt. Utover dette drøftes "lump of labor" hypotesen som er en forestilling om at en gruppe arbeidstakere i en økonomi kan bedre eller forverre jobbmulighetene for en annen gruppe (se Walker (2007)). Samtidig utledes teorien i forbindelse med substitusjonsmulighetene mellom heterogen arbeidsinnsats. Sistnevnte har vært gjenstand for empirisk forskning; om aldersgrupper er substituerbare i produksjonsprosessen. Teorien kan dermed kaste lys over eldre-yngre substitusjon på arbeidsmarkedet.

### 3.1 Opsjonsverdimodellen

Opsjonsverdimodellen til Stock & Wise (1990) betrakter pensjonsbeslutningen til et individ. Optimal pensjonsalder er et resultat av en avveining mellom å pensjonere seg i dag og i alle fremtidige avgangår. Individet forutsettes å være framoverskuende og har informasjon om fremtidig lønnsinntekt av å arbeide og fremtidig potensiell pensjonsytelse. Individet betrakter til ethvert tidspunkt  $t$  nytten av å arbeide og nytten av å pensjonere seg. Hovedtrekket ved modellen er at vedkommende vil fortsette i arbeid så lenge forventet nåverdi av å fortsette i arbeid er høyere enn forventet nåverdi av å pensjonere seg - så lenge nåverdien av å arbeide er positiv, har vedkommende økonomisk insentiv til å fortsette som yrkesaktiv. Det motsatte gjelder dersom nåverdien av å arbeide er negativ. I så fall vil individet oppnå høyere samlet neddiskontert nytte ved å gå av med pensjon.

Modellen forutsetter at pensjonsbeslutningen ikke kan omgjøres, slik at dersom individet velger å forlate arbeidsstyrken til fordel for pensjonering, er valget permanent. Videre antas det at pensjonsformuen avhenger av pensjonsalderen; Siden lønn typisk øker med alder og pensjonsutbetalingene øker med antall år i arbeid, vil utsettelse av pensjonsalderen øke den totale inntekten over det gjenstående livsløpet. Videre kan vedkommende kun ta ut pensjonsformuen etter at han/hun er pensjonert. Diskonteringsfaktoren  $\delta$  (tidspreferanse) forutsettes å være konstant<sup>i</sup>.

Likning (1) viser individets indirekte nytte av hhv. inntekt som arbeidstaker,  $U_w(Y_t)$ , og pensjonist,  $U_r(B_\gamma)$ :

$$(1) \quad \begin{aligned} u(Y_t, 0) &= U_w(Y_t) = Y_t^\beta \\ u(B_\gamma(r), 1) &= U_r(B_\gamma) = (kB_\gamma(r))^\beta \quad k \geq 1 \end{aligned}$$

Siden personen forutsettes å være framoverskuende, utledes nytten i tidspunkt  $t$  av nytten over livsløpet:  $\sum_{\gamma=t}^T \delta^{\gamma-t} u(c_t, l_t)$ .  $u(\cdot)$  er individets nyttefunksjon, der det antas at personens nytte avhenger av konsum  $c_t$  og fritid  $l_t$  ( $l_t$  er en dummyvariabel som er lik 1 dersom personen er pensjonert og 0 ellers).  $T$  er den maksimale alderen individet overlever, der  $\gamma$  er en aldersindikator. Videre ser man bort i fra sparing slik at til enhver tid er konsum lik inntekten. La  $Y_t$  være lønnsinntekten i år  $t$ , og la  $B_\gamma(r)$  betegne pensjonsytelsene i en gitt alder  $\gamma$  dersom individet pensjonerte seg i år  $r$  ( $\gamma \geq r$ ).  $\beta$  fanger opp individets grad av risikoaversjon mht. inntektsusikkerhet. Normalt er  $\beta < 1$ , dvs at individets vurdering av inntjening er konkav i fremtidig inntekt ( $\beta > 1$  indikerer at personen er risikosøkende).  $k$  representerer verdien av lønnsinntekten som yrkesaktiv relativ til pensjonsytelsene som pensjonist.  $k \geq 1$  impliserer at  $u(c_t, 1) > u(c_t, 0)$ : Én krone mottatt som pensjonist gir høyere nytte enn én krone mottatt som arbeidstaker, og jo høyere verdi på  $k$ , desto mer vektlegger personen inntekt mottatt som pensjonist relativ til yrkesaktiv. Dermed verdsetter individet fritid mer enn arbeid når  $k > 1$ .

Likning (2) viser neddiskontert nåverdi av fremtidig lønnsinntekt:

---

<sup>i</sup> Dersom  $\delta < 1$  vektlegges fremtidige utbetalinger mindre enn dagens utbetalinger.  $\delta > 1$  betyr at fremtidige utbetalinger vektlegges mer enn dagens utbetalinger. Dersom  $\delta = 1$  vektlegges fremtidige og nåværende utbetalinger likt.

$$\begin{aligned}
NV_{1,t}(r) &= U_w(Y_t) + \delta U_w(Y_{t+1}) + \delta^2 U_w(Y_{t+2}) + \dots \\
&\quad + \delta^{r-t-1} U_w(Y_{r-1}) \\
(2) \qquad &= \sum_{\gamma=t}^{r-1} \delta^{\gamma-t} U_w(Y_\gamma)
\end{aligned}$$

Fra år  $t$  til  $r$  tjener personen den årlige inntekten  $Y_t$ . Utrykket over viser derfor den neddiskonterte verdien av all fremtidig lønnsinntekt.

På en tilsvarende måte kan den neddiskonterte verdien av alle fremtidige pensjonsytelser fra år  $r$  til  $T$  uttrykkes som:

$$\begin{aligned}
NV_{2,t}(r) &= \delta^{r-t} U_r(B_\gamma(r)) + \delta^{\gamma-t+1} U_{r+1}(B_\gamma(r+1)) + \dots \\
&\quad + \delta^{T-t} U_r(B_\gamma(T)) \\
(3) \qquad &= \sum_{\gamma=r}^T \delta^{\gamma-t} U_r(B_\gamma(r))
\end{aligned}$$

Nytten  $U_r(\cdot)$  er en funksjon av pensjonen som han/hun mottar til en gitt alder  $\gamma$  (der  $\gamma \geq r$ ), gitt at personen trekker seg ut av arbeidsstyrken ved  $r$ .

Dermed velger individet pensjonsalderen  $r$  i år  $t$  på en slik måte at følgende nåverdifunksjon maksimeres:

$$(4) \qquad NV_t(r) = \sum_{\gamma=t}^{r-1} \delta^{\gamma-t} U_w(Y_\gamma) + \sum_{\gamma=r}^T \delta^{\gamma-t} U_r(kB_\gamma(r))$$

Når individet utsetter  $r$ , øker lengden på den første perioden som yrkesaktiv, men reduserer tiden som pensjonist. Dermed øker nytten i det første leddet da individet drar nytte av lønnsinntekten for året. Verdien på det andre leddet kan øke eller avta, avhengig av krummingen på  $B_\gamma(r)$ . Pensjonsytelsen blir bestemt av de beste inntektsårene, som ofte er høyest i slutten av yrkeskarrieren da lønn har tendens til å stige med alderen. Arbeid har derfor en positiv effekt på individets neddiskonterte verdi av fremtidige pensjonsutbetalinger. På samme tid vil utsatt pensjonstilværelse redusere tiden som pensjonist. Individet oppnår dessuten høyere nytte av en krone mottatt som pensjonist enn en krone mottatt som arbeidstaker (nytte av fritid  $>$  nytte av å arbeide), slik at

utsettelse av pensjonstilværelsen reduserer verdien på siste ledd i likningen over. Dermed er det to motstridende effekter, men den siste dominerer til slutt den første. Det må derfor være en optimal  $r$ , sett fra individets ståsted, som maksimerer forventet neddiskontert nytte av å pensjonere seg.

Individet løser maksimeringsproblemet ved å sammenlikne den forventede verdien som han/hun ville mottatt ved å pensjonere seg nå ( $r = t$ ) med den høyeste forventede verdien av flere mulige pensjonsaldre ( $r > t$ ) i fremtiden. La  $E_t(\cdot)$  uttrykke individets forventning om fremtidige forhold basert på informasjon personen har på tidspunkt  $t$ . Den forventede gevinsten på tidspunkt  $t$  ved å utsette pensjonstilværelsen til  $r$ , er gitt ved:

$$G_t(r) = E_t NV_t(r) - E_t NV_t(t)$$

Det antas videre at  $r^* > t$  er den fremtidige pensjonsalderen som gir den høyeste forventede verdien, altså:

$$r^* \text{ løser } \max_{r \in (t+1, t+2, \dots, t_{70})} E_t NV_t(r)$$

Dermed har individet insentiv til å pensjonere seg når det ikke lenger er noe forventet gevinst ved å fortsette som yrkesaktiv, dvs. når nytten av økt lønn ved å fortsette i arbeid blir utliknet av tapt nytte av pensjon på grunn av redusert ytelsesnivå:

$$G_t(r^*) = E_t NV_t(r^*) - E_t NV_t(t) \leq 0$$

Dersom  $G_t(r^*) > 0$ , vil personen ta ut gevinsten ved å utsette pensjonstilværelsen.

I Norge mister arbeidstakere stillingsvernet ved fylte 70 år. Det er derfor naturlig å anta at en arbeidstaker med trygderettigheter i Norge vil vurdere pensjonsdatoer mellom  $t + 1$  (normalt fra fylte 62 år, men dette kan variere da enkelte yrker har lavere pensjonsalder) og året personen fyller 70 år. Når AFP-ordningen ble innført i 1989 var det mange fra 1923 kohorten som stod overfor valget å ta ut førtidspensjon eller fortsette i arbeid ett år til. Ikke bare mistet arbeidstakere ett år med fritid ved å fortsette i arbeid, men i tillegg var ikke AFP-ordningen aktuarisk utformet ettersom de yrkesaktive ikke

opparbeidet seg bedre pensjonsytelser ved å utsette pensjonstilværelsen. For denne årskohorten betyr det at ved å fortsette i arbeid øker lengden på det første leddet i likning 4, mens lengden på det andre leddet reduseres. Ytelsene øker ikke nok i det siste leddet fordi pensjonsutbetalingen for dette året blir "tapt", og tapt ytelse kompenseres ikke ved tilsvarende økning i den samlede utbetalingen. I denne modellen vil derfor yrkesaktive som kvalifiserer til AFP ikke ha noen gevinst ved å fortsette i arbeid, altså  $G_t(r = 67) \leq 0$ .  $G_t(r)$  er faktisk betydelig negativ siden personen gir tap på ytelsene som kunne blitt utbetalt dersom han/hun hadde valgt AFP-pensjon fremfor arbeid. Tapet impliserer at nåverdien av å pensjonere i dag er langt høyere enn fremtidige avgangsår ( $G_t(r > 66) \ll 0$ ).

Tilsvarende resonnement gjelder dersom aldersgrensen i AFP-ordningen er 62 år: Utsatt pensjonstilværelse utover 62 år medfører tap av ytelser man kunne fått dersom individet hadde valgt tidligpensjon: Tapet øker med antall år som yrkesaktiv etter at man har passert aldersgrensen for muligheten til å ta ut førtidspensjon. Ikke bare oppgir arbeidstakeren ytelsene ved å utsette pensjonen, men individet blir ikke kompensert for å fortsette å arbeide gjennom høyere pensjon senere.

Til slutt er det viktig å bemerke at modellen ikke har noen eksplisitt løsning da optimal  $r^*$  er individuelt bestemt av faktorer som helse, arbeidsforhold, preferanser i forhold til fritid osv. Optimal pensjonsalder kan eksempelvis være lav blant individer med dårlig helse (Cai & Kalb, 2006). Tilsvarende kan også sterkere preferanser for fritid eller krevende arbeidsforhold som fysisk hardt arbeid eller selvopplevd stress på jobben redusere optimal  $r^*$  (Duval (2003) og Blekesaune & Solem (2004)).

### **3.2 "Lump of labor" hypotesen og substitusjon mellom heterogen arbeidsinnsats**

"Lump of labor" teorien er en enkel forestilling om at arbeidsmarkedet er karakterisert av et nullsumspill. Det vil si at gevinsten en gruppe med arbeidstakere oppnår ved å bli sysselsatt blir utlignet av et tap som påføres en annen gruppe på grunn av færre ledige jobber. Med andre ord antas det at økonomien har en fast mengde arbeid som må deles mellom medlemmene. Særlig har en slik kobling blitt forsvart i forbindelse med arbeidsinnvandring (Nonneman, 2007), ved økt yrkesdeltakelse blant kvinner

(Lührmann & Weiss, 2010), førtidspensjonering (Gruber & Wise, 2010), teknologisk fremgang (Brynjolfsson & McAfee (2012)) og arbeidstidsdeling (Walker, 2007).

"Lump of labor" tenkningen kan spores tilbake til siste halvdel av det 19. århundre. Da argumenterte man for at arbeidsdeling/kortere arbeidsdag var et virkemiddel for å redusere arbeidsledigheten. I korte trekk mente man at kortere arbeidsdag per arbeider ville bidra til at bedriftene måtte ansette flere arbeidere, og på denne måten ville sysselsettingen øke (Walker, 2007). Flere var likevel kritiske til en slik argumentasjon, og økonomen David F. Schloss brukte uttrykket "Lump of labor fallacy" for å understreke den logiske feilslutningen som lå bak en slik forestilling (Schloss, 1891). Han mente arbeidsplassene ikke kan betraktes som statisk, men er et resultat av en dynamisk prosess og mange makroøkonomiske mekanismer. Arbeidsdeling blir likevel fremmet som et sysselsettingspolitisk virkemiddel. Ifølge Walker (ibid) mente også økonomen John Maynard Keynes at kortere arbeidsdag var et av tre virkemidler for å redusere arbeidsledighet. Mens investering og konsum var de to andre virkemidler, og kun "førstehjelp", var arbeidsdeling den "ultimate løsningen". I nyere tid har også tenketanken The New Economics Foundation utgitt en artikkel der forfatterne foreslår å redusere arbeidstiden til 21 timer per dag i kampen mot den høye arbeidsledigheten i Europa (Coote et al., 2010).

Oppfatningen om at arbeidsmarkedet er karakterisert av en gitt mengde arbeid har også vært fremtredende i utformingen av offentlig politikk. I 2000 reduserte for eksempel franske myndigheter en arbeidsuke fra 39 til 35 timer med formål å redusere arbeidsledigheten (Estevão & Sá, 2006). Franske myndigheter anslo for øvrig at 350.000 nye jobber ble skapt i løpet av en 5-års periode etter at reformen hadde blitt innført, men forfatterne påpeker at reformen etter all sannsynlighet ikke hadde effekt på den aggregerte sysselsettingen (ibid). Utover arbeidsdeling viser Gruber & Wise (2010) til en rekke tidligpensjonsreformer på 1980-tallet som bar preg av "lump of labor" forestillingen. Et eksempel er den franske førtidspensjonsordningen, CSPRD (Contrat de Solidarité préretraite démission), der målsettingen var å øke sysselsettingen blant yngre. I perioden 1982 og 1983 tilbydde ordningen eldre arbeidstakere over 55 år 70 prosent av brutto lønn dersom de frivillig valgte å pensjonere seg. CSPRD-ordningen uttrykte et eksplisitt krav om 1:1 substitusjon mellom eldre og yngre arbeidstakere til de arbeidsplassene som valgte å benytte seg av ordningen. Engelske myndigheter utformet i 1977 en tilsvarende ordning gjennom reformen "Job Release Scheme". Reformen ble introdusert i en tid med høy

ungdomsledighet og gav eldre arbeidstakere sterke insentiv til å tre ut av arbeidslivet. Hensikten med reformen var å frigjøre arbeidsplasser til arbeidsledige, og særlig med tanke på den høye arbeidsledigheten blant yngre (Banks et al., 2008)<sup>i</sup>.

Munnell & Wu (2012) peker på at forestillingen om at arbeidsmarkedet er kjennetegnet av en gitt mengde arbeid ofte får nytt liv under vanskelige økonomiske tider. I dag står rekordmange yngre arbeidsledige, noe som har ført til at "Lump of labor" forestillingen har fått aksept hos mange. For eksempel hevder mange at de nye pensjonsreformene som innføres i store deler av Europa – der 23 prosent av yngre står arbeidsledige - vil forverre arbeidsmulighetene blant yngre. De nye reformene skal gi eldre arbeidstakere økonomiske insentiv til å stå lenger i arbeid, og flere mener dette opptar arbeidsplasser som kunne vært frigjort. Blant annet handlet protestene mot den franske pensjonsreformen i 2009 om reduserte sysselsettingsprospekter blant yngre. Myndighetene foreslo å øke pensjonsalderen med to år, men studentorganisasjonene mente at økt pensjonsalder kunne føre til at opptil en million arbeidsplasser ville bli opptatt og dermed bidra til at mange yngre ikke kom ut av arbeidsledighet (Shrago, 2010).

De fleste økonomer mener "Lump of labor" forestillingen er fundert på en logisk feilslutning; antall arbeidsplasser i en økonomi kan ikke betraktes som fast (Krugman, 2003). Først og fremst viser majoriteten av nyere forskning at "Lump of labor" ikke har empirisk belegg (Gruber & Wise, 2010). Studiene finner tvert imot det motsatte av "Lump of labor" argumentasjonen: økt sysselsetting av eldre arbeidstakere øker også sysselsettingen av yngre arbeidstakere. Samtidig understreker flere at forestillingen ikke tar hensyn til de langsiktige mekanismene som påvirker arbeidsplasser og arbeidsmarkedet (Knapp, 2007). Teoretiske modeller som best beskriver økonomisk vekst og virkeligheten antar at vekst i arbeidsstyrken også følges av vekst i produksjonen (ibid). I sin tur bidrar økonomisk vekst til økt etterspørsel etter arbeidskraft.

Av denne grunn forkaster økonomer "Lump of labor" hypotesen om at det er en gitt mengde arbeidsplasser. Det utelukker imidlertid ikke at forskjellig arbeidsinnsats kan være mer eller mindre substituerbare i produksjonsprosessen, der sammensetningen av innsatsfaktorene kan påvirkes av arbeidsmarkedsreformer. Hebbink (1993) påpeker blant

---

<sup>i</sup> En rekke slike førtidspensjonsreformer ble fremmet i en tid der mange økonomier opplevde høy arbeidsledighet. Utover ordningene i England og Frankrike anslo også Canadiske myndigheter at introduksjon av en førtidspensjonsordning ville frigjøre 20.000 nye arbeidsplasser til yngre arbeidsledige (Baker & Benjamin, 1999).

annet at det er nødvendig med kjennskap til effektene av arbeidsmarkedsreformer på faktorsammensetningen i en økonomi. Hebbink (ibid) understreker at reformer ofte er rettet mot lønninger eller etterspørsel etter spesifikk arbeidskraft som lavutdannede, arbeidssøkende med begrenset arbeidserfaring eller eldre arbeidstakere. Av denne grunn kan eksempelvis en subsidie/avgift rettet mot arbeidsinnsats virke vridende på faktorsammensetningen dersom en type arbeidere kan erstattes av en annen. Ved å utnytte et produksjonsteoretisk rammeverk til å anslå substitusjonsforholdet mellom ulike arbeidsinnsats, analyserer forfatteren hvordan etterspørselsskift virker inn på arbeids- og kapitalinnsats, over og innen sektorer. Litteraturen som anvender dette rammeverket gir ingen entydig svar på substitusjonsforholdet mellom arbeidsinnsats med forskjellig alder.

Litteraturen som analyserer substitusjonsforholdet mellom forskjellig arbeidskraft antar at den aggregerte produksjonen kan beskrives ved hjelp av en CES-funksjon, der substitusjonselastisiteten mellom innsatsfaktorene er konstant ("Constant elasticity of substitution")<sup>i</sup>. I en produktfunksjon  $y = f(v_1, v_2)$ , hvor  $y$  betegner total produksjon og  $v_1$  og  $v_2$  er to innsatsfaktorer med tilhørende faktorpriser  $w_1$  og  $w_2$ , kan substitusjonselastisiteten, under forutsetning om perfekt frikonkurranse der innsatsfaktorene blir betalt sitt grenseprodukt, defineres som:

$$\sigma_{12} = \left( \frac{d(v_2/v_1)}{v_2/v_1} \right) / \left( \frac{d(w_1/w_2)}{w_1/w_2} \right)$$

$$0 \leq \sigma_{12} \leq \infty$$

$\sigma$  beskriver økonomiens (eller den aktuelle sektoren som studeres) muligheter til omstilling ved endringer i de relative faktorprisene. Med andre ord uttrykker substitusjonselastisiteten i hvilken grad det relative faktorforholdet i produksjonen endres med en prosentvis endring i faktorprisforholdet, gitt at produksjonen holdes uendret. Til en initiell faktorsammensetning impliserer lav verdi på  $\sigma_{12}$  at det er vanskeligere å substituere mellom  $v_1$  og  $v_2$ . Dersom  $\sigma_{12} = 0$ , må faktor  $v_1$  og  $v_2$  brukes i et fast

---

<sup>i</sup> Funksjonen er ofte gitt ved:  $y = f(v) = (\sum_{i=1}^n a_i v_i^\rho)^{\frac{1}{\rho}}$ , hvor  $v_i$  er innsatsfaktor ( $i=1..n$ ),  $a_i$  er en fordelingsparameter ( $\sum_{i=1}^n a_i = 1$ ) og  $\rho \leq 1$  ( $\rho \neq 0$ ). Videre er  $\rho = (\sigma - 1)/\sigma$ , hvor  $\sigma$  uttrykker den konstante substitusjonselastisiteten mellom innsatsfaktorene. Dersom  $\sigma \rightarrow 0$ , så  $\rho \rightarrow -\infty$ , og når  $\sigma \rightarrow 1$ , så  $\rho \rightarrow 0$ . Begge grensetilfellene erstatter CES med hhv. Leontief- og Cobb-Douglas funksjon. I første tilfelle antas ingen substitusjon mellom innsatsvarene, mens i sistnevnte antas en konstant substitusjonselastisitet lik 1. CES er mindre restriktiv da  $\sigma$  kan ta alle verdier mellom 0 og 1.



forhold, noe som betyr at de ikke er substituerbare. I motsetning vil det være enklere å erstatte innsatsfaktorene med hverandre jo høyere verdi på  $\sigma_{12}$ , og dersom  $\sigma_{12} = \infty$ , er  $v_1$  og  $v_2$  perfekt substituerbare.

Mens likningen over er den opprinnelige definisjonen av substitusjonselastisiteten mellom to innsatsfaktorer (se Hicks (1932)), anvender de fleste studier innen denne litteraturen imidlertid Hicks-Allen parvise elastisitet (HAS elastisitet) når funksjonen har mer enn to innsatsfaktorer (Stern, 2011):

$$\sigma_{ij}^{HAS} = \left( \frac{C(w, y) C_{ij}(w, y)}{C_i(w, y) C_j(w, y)} \right) = \frac{1}{S_j} \frac{\partial \ln x_i(w, y)}{\partial \ln w_j} = \frac{\varepsilon_{ij}(w, y)}{S_j(w, y)}$$

$C$  angir kostnadsfunksjonen mht. en vektor  $w$  av faktorpriser og produksjonen  $y$ , mens  $C_i$  og  $C_j$  angir hhv. førstederiverte av faktor  $i$  og  $j$ . Videre betegner  $C_{ij}$  annenderiverte mht. faktorene  $i$  og  $j$ .  $S_j$  angir kostnadsandelen til faktor  $j$  og  $\varepsilon_{ij}$  er krysspriselastisiteten. HAS elastisiteten viser dermed hvor enkelt faktor  $i$  substitueres ved en endring i prisen på en faktor  $j$ . Substitusjonselastisiteten antas imidlertid å være lik mellom alle par av innsatsfaktorer ( $\sigma = \sigma_{v_1 v_{i2}} = \sigma_{v_{i2} v_{j2}} = \sigma_{v_1 v_{j2}}$ ), noe som er en forholdsvis restriktiv antakelse. Eksempelvis kan det være enklere å substituere mellom arbeidsinnsats med samme nivå på utdanning enn å substituere mellom høyutdannede og lavutdannede i produksjonen. En måte litteraturen kommer rundt problemet er å tillate en såkalt fler-nivå CES-funksjon. Mens en enkel ett-nivå CES-funksjon med tre innsatsfaktorer uttrykkes som  $y = f(v_1, v_{i2}, v_{j2})$ , kan en to-nivå CES-funksjon uttrykkes som  $y = f(v_1, g(v_{i2}, v_{j2}))$ . På denne måten kan man estimere  $\sigma$  mellom kapital og arbeidskraft ( $\sigma_{v_1 v_2}$ ), samt mellom heterogen arbeidskraft ( $\sigma_{v_{i2} v_{j2}}$ , hvor  $i$  og  $j$  representerer ulike nivå på utdanning, alder, kjønn osv)<sup>i</sup>.

En rekke av de empiriske studiene som undersøker substitusjonselastisiteten mellom aldersgrupper tyder på at arbeidstakere av ulik alder er imperfekte substitutter i produksjonsprosessen. En implikasjon av resultatene er at den omvendt U-formede lønnskurven man observerer<sup>ii</sup>, der lønnsveksten faller mot slutten av yrkeskarrieren, bidrar til at arbeidsgivere får incentiver til å utnytte en slik kostnadsreduksjon ved å vri

---

<sup>i</sup> For nærmere gjennomgang av CES, se for eksempel Sato (1967) eller Gaasland et al. (2001).

<sup>ii</sup> Se OECD (1998) s. 133

faktorbruken fra yngre til eldre arbeidskraft. En økning i andel eldre i arbeidsstyrken kan dessuten bidra til et ytterligere negativt lønnspress for denne gruppen (OECD, 1998). Men grunnet mangel på historisk erfaring relatert til store demografiske endringer og aldrende befolkning - i kombinasjon med forventet høyere *effektiv* pensjonsalder - er det en tilsvarende usikkerhet knyttet til effektene dette kan ha på inntekter og sysselsetting (ibid). Dermed er det heller ikke like rett frem å anslå konsekvensene for sysselsettingsprospektene blant yngre. Implikasjonene av empirien som presenteres i neste kapittel (se delkapittel 4.3) er likevel at dersom aldersgrupper i større eller mindre grad er substituerbare, så åpner dette opp for problemstillinger knyttet til arbeidsgiveres preferanser for ulike aldersgrupper og etterspørsel etter disse.

# Kapittel 4

## Empiri

Siden 1960-tallet har industrialiserte land opplevd et bratt fall i yrkesdeltakelsen blant eldre. Tidlige studier konkluderte med at dårlig helse blant eldre var den primære faktoren til fallet, mens trygdeordninger spilte en langt mindre rolle (se Pollman (1971) og Schwab (1974)). Industrialiserte land har derimot opplevd både bedre helse og økt levealder siden midten av det 20. århundre, noe som strider mot konklusjonen i de tidlige undersøkelsene. Til dette vokste det frem i løpet av 1970 og 80-tallet litteratur som koblet lavere yrkesdeltakelse blant eldre til sjenerøse pensjons- og trygdeordninger (Boskin (1977), Parson (1980) og Stock & Wise (1988)). Mange studier fant dessuten en nær sammenheng mellom tidligpensjonsordninger og redusert effektiv pensjonsalder. Studiene dokumenterte et "hopp" i antall pensjonister ved begynnelsen og midten av 60-års alderen, henholdsvis alderen for tidligpensjon og den ordinære pensjonsalderen. Likevel er det en varierende effekt på arbeidsmarkedsdeltakelsen blant eldre, og hoppet i antall førtidspensjonister forklarer ikke hele fallet i yrkesdeltakelsen. I dette kapittelet drøftes empirien knyttet til førtidspensjoneringens effekt på yrkesdeltakelsen blant eldre, samt hvordan redusert arbeidstilbud blant eldre har virket inn på sysselsettingen blant de yngre. Først drøftes empirien fra andre land, for deretter å redegjøre for arbeidet basert på norske data. Til sist trekkes det frem studier som undersøker substitusjonsforholdet mellom eldre og yngre arbeidstakere i produksjonsprosessen.

### 4.1 Sysselsetting og tidligavgang

Gruber & Wise (1999/2004) sammenfatter tolv uavhengige land-studier om sammenhengen mellom trygdeordninger og pensjonsmønsteret. Prosjektet bygger på de samme analytiske beregningene og bidrar derfor til godt sammenlikningsgrunnlag mellom land. Til dette finner alle studiene en klar sammenheng mellom tidspunktet trygdeordningene er tilgjengelig og avgang fra arbeidslivet. Forfatterne knytter det sterke

fallet i yrkesdeltakelsen blant eldre de siste 40 årene til landenes sjenerøse pensjonsordninger. Det er forøvrig to sider til en slik forbindelse. For det første har stadig yngre eldre fått rett på tidligpensjon, slik at flere eldre har fått mulighet til å forlate arbeidsstyrken tidligere. Men ikke-aktuarisk utformede reformer, som bidrar til manglende kompensasjon ved å fortsette i arbeid utover alderen for førtidspensjon, har i tillegg påført eldre yrkesaktive det Gruber & Wise (ibid) betegner som en implisitt skatt på lønnsinntekt. Både den implisitte skatten på lønn og senket aldersgrense for tidligavgang bidrar derfor til at eldre arbeidstakere forlater arbeidsstyrken ved første anledning. Det er heller ikke overraskende at studiene finner en ytterligere negativ effekt på andelen eldre som er i arbeidslivet på grunn av trygdeordninger som uførepensjon og arbeidsledighetstrygd.

For at en arbeider skal ha ønske om å fortsette arbeid utover året individet har rett på tidligpensjon, må ordningen være aktuarisk utformet. I kapittel 3.2 viste teorien at pensjonsbeslutningen blant eldre er nært knyttet til gevinsten (tapet) ved å fortsette arbeid utover alderen man har rett til førtidspensjon. Dersom arbeidstakere kvalifiserer til tidligpensjon ved fylte 62 år, står de overfor valget mellom å fortsette i arbeid frem mot den ordinære pensjonsalderen eller ta ut førtidspensjon. Den neddiskonterte nåverdien av fremtidige trygdeytelser ved 62 år kan uttrykkes som  $NV_{62}$ . I teorien betrakter den yrkesaktive nåverdien av fremtidige trygdeytelser ved 62 år med nåverdien av fremtidige trygdeytelser ved å arbeide ett ekstra år,  $NV_{63}$ . Differansen,  $NV_{63} - NV_{62}$ , er opptjent (tapt) trygdeytelser ved å fortsette som yrkesaktiv. Dersom uttrykket er positivt, altså hvis  $NV_{63} - NV_{62} > 0$ , har individet økonomiske insentiv til å arbeide ett ekstra år for å ta ut gevinsten. Samtidig er det naturlig å anta at denne differansen er positiv ettersom ett år utsatt pensjonstilværelse impliserer færre år som pensjonist og dermed færre år å fordele trygdeformuen slik at de årlige ytelser er høyere.

Gruber & Wise (2004) finner imidlertid at gevinsten er negativ i de fleste land. Med andre ord økes ikke ytelsene nok dersom arbeidstakere utsetter pensjonen – ytelsen er ikke aktuarisk nøytralt utformet. For eksempel estimerer forfatterne at en arbeidstaker i Tyskland vil stå overfor et nåverditap på 18 prosent av stønaden dersom pensjonen utsettes 5 år fra personen har rett på førtidspensjon som 60-åring, og bare det første året er tapet på 4 prosent. Det relative forholdet mellom opptjent (tapt) trygdeytelser og lønnsinntekt for året utgjør den implisitte skatten av å arbeide det ekstra året (subsidie dersom forholdstallet er positivt). Arbeidstakeren i Tyskland står eksempelvis overfor en

implisitt skatt på 35 prosent av å arbeide utover alderen som kvalifiserer til førtidspensjon. Nettopp dette gjør det lite attraktivt for individet å fortsette som yrkesaktiv. Summen av den implisitte skatten frem til ordinær pensjonsalder utgjør det Gruber & Wise betegner som *skattetrykket*. Ifølge forfatterne er det en kausal sammenheng mellom frafall fra arbeidsstyrken og nivået på skattetrykket. De viser blant annet til en positiv sammenheng mellom land med lavt skattetrykk og høy yrkesdeltakelse blant eldre arbeidstakere, og land med høyt skattetrykk, men lav yrkesdeltakelse blant eldre. For eksempel har USA relativt lavt skattetrykk og en høy andel eldre i arbeidslivet. Derimot har Belgia den laveste yrkesdeltakelsen blant eldre og er blant landene med høyest skattetrykk.

Andre faktorer enn de rent økonomiske er også av betydning for beslutningen om å forlate arbeidslivet. Ifølge økonomisk teori er preferanser for fritid og konsum sentrale for individets pensjonsbeslutning. For eksempel vil sterke preferanser for fritid kunne bidra til lavere effektiv pensjonsalder til tross for at den implisitte skatten er positiv (subsidie ved å fortsette arbeid). Gruber & Wise undersøker kun effektene av økonomiske insentiver på pensjonsadferden, men ser bort fra betydningen av seniorpolitikken som føres i bedriftene, betydningen av familiesituasjon, helse, arbeidsmiljø og preferanser for fritid. Bowitz (2003) har for eksempel gjennomført en analyse basert på en spørreundersøkelse av 1000 tilfeldig trukne norske arbeidstakere i alderen 55 til 65 år. Et mål med studien er å avdekke ønsket pensjonsalder. Overraskende nok finner forfatteren ingen signifikant effekt av kompensasjonsgraden (pensjon i forhold til lønn), altså har økonomiske insentiver i den selvrapporterte undersøkelsen ingen betydning. Derimot er bedriftenes seniorpolitikk av høy betydning. En bedrift med aktiv fokus og tilrettelegging for eldre arbeidstakere hever ønsket pensjonsalder med ett år for kvinner og et halvt år for menn (ibid).

Det er likevel rimelig å vente at økonomiske motiver veier tungt i beslutningsprosessen å pensjonere seg. Büttler et al. (2004) viser blant annet til at pensjonsmønsteret i Sveits er nært knyttet til livsinntekten. Det vil si at individer med relativt høy livsinntekt er mer tilbøyelige til å pensjonere seg (dette gjelder særlig menn) enn personer med relativt lav livsinntekt. Førstnevnte gruppe tar ut tidligpensjon på tross av at Sveits ikke har noen offentlig tidligpensjonsordning, samt at personer med lav livsinntekt arbeider til offentlig pensjonsalder selv om mange er tilsluttet private, og relativt sjenerøse tidligpensjonsordninger. Den siste gruppen har med andre ord et behov

for å opparbeide inntekt frem til offentlig pensjonsalder. Mange land har dessuten innført obligatoriske tjenstepensjoner de siste 10 til 20 årene, noe som bidrar til en høyere effektiv kompensasjonsgrad i overgangen fra yrkesaktiv til pensjonist. På denne måten har flere i dag råd til å betale for tidligpensjon enn tidligere.

Litteraturen som vokste frem i løpet av 1980-tallet koblet først og fremst fallet i arbeidstilbudet blant eldre til sjenerøse trygdeordninger. Dette var forskning som enten benyttet panel-, tverrsnitt- eller tidsseriedata. Tidsserieanalysene utnyttet ofte endringer i trygdelovene til å identifisere effektene på arbeidstilbudet, mens tverrsnittsanalysene benyttet variasjon i ytelse over individ for å identifisere effektene av trygdeordningene. Paneldatastudiene drar nytte av begge. Krueger & Pischke (1992) viser til at mye av denne litteraturen er heftet med endogenitet og sekundære trender, slik at det i mange tilfeller er problematisk å identifisere den kausale sammenhengen mellom nivå på trygdeytelser og arbeidstilbudet. Studier basert på tverrsnittsdata ser for eksempel på hvordan trygdeordningene påvirker individuell adferd i et gitt år, og variasjonen i ytelsene avhenger av individenes livsinntekt, alder, sivilstatus osv. Siden de samme faktorene som påvirker stønadsnivået også påvirker arbeidstilbudet, er det problematisk å anslå effekten av trygdeordning på arbeidstilbudet. Videre finner et overveiende antall av tidsseriestudiene en negativ sammenheng mellom økt stønadsnivå og yrkesdeltakelse blant eldre. I motsetning benytter Krueger & Pischke (ibid) endring i ytelsesnivået til "notch" generasjonen for å undersøke effektene på pensjonsmønsteret<sup>i</sup>. De finner ingen bevis for at endring i ytelsesnivå påvirker arbeidstilbudet "notch" generasjonen. Likevel finner de et sterkt frafall fra arbeidsstyrken idet yrkesaktive når 62 og 65 år, henholdsvis alder for tidligpensjon og ordinær pensjonsalder. Studien kobler frafallet til tapet som er forbundet med å fortsette i arbeid utover alderen man har rett på tidligpensjon, som for øvrig er i tråd med Gruber & Wise (2004).

Et fundamentalt problem med å estimere den kausale sammenhengen av et tiltak, er at man ikke vet hvordan det ville gått med gruppen som utsettes for tiltaket dersom tiltaket ikke hadde blitt innført. Man kjenner med andre ord ikke det kontrafaktiske. Imidlertid eksisterer det en rekke metoder som kommer rundt denne utfordringer. Mange studier utnytter såkalte naturlige eksperimenter og paneldata (gjentatte observasjoner over

---

<sup>i</sup> "notch" generasjonen fikk i 1977 et brått fall i stønadene ettersom myndighetene i USA korrigerer feilberegningene som var gjort tidligere i forbindelse med for sjenerøse pensjonsutbetalinger. Krueger & Pischke (1992) benytter "sjokket" for å se på hvordan arbeidstilbudet endret seg blant disse.

tid for samme enhet) for å anslå effekten av reformer. Studiene utnytter en tiltaksgruppe, som er berørt av en reform, og en kontrollgruppe som ikke er det, til å anslå den sanne effekten av tiltaket. På denne måten trenger man ikke definere en full modell med mange kontrollvariabler for å ta hensyn til observerbare (og uobserverbare) karakteristikk som er forventet å påvirke utfallet. Det vil si at kontrollgruppen fanger opp hvordan det ville gått med tiltaksgruppen dersom tiltaket ikke ble innført<sup>i</sup>. Av nyere studier utnytter Baker & Benjamin (1999) et slikt metodisk design til å anslå effekten av en tidligpensjonsreform i Canada på individers pensjonsadferd. Reformen ble kun innført i utvalgte områder, og forfatterne anvender derfor data for de som ble berørt av reformen (tiltaksgruppen), samt data for de som ikke ble det (kontrollgruppen). Ved å se på data for de to gruppene i en periode før og en periode etter reformen, estimerer Baker & Benjamin (ibid) den kausale effekten av reformen på arbeidstilbudet blant individer i tiltaksgruppen. De finner først og fremst en signifikant økning i antall førtidspensjonister. På samme tid viser aggregerte sysselsettingsdata også et fall i yrkesdeltakelsen blant eldre, men noe overraskende finner de ingen signifikant effekt av reformen på arbeidstilbudet for tiltaksgruppen. Forfatterne understreker at økningen i antall førtidspensjonister hovedsakelig var personer som ikke ville ha vært i arbeid uansett, og den negative trenden i aggregerte sysselsettingsdata tillegges derfor andre årsaksforklaringer enn tidligpensjonsreformen.

Selv om Gruber & Wise (2004) finner en kobling mellom økonomiske incentiv i pensjonsordning og frafall fra arbeidslivet blant eldre, understreker Peracchi & Welch (1994) at en slik forbindelse kun forklarer noe av fallet. De argumenterer for at økt lønnsspredningen de siste tiårene sannsynliggjør størsteparten av fallet i yrkesdeltakelsen blant eldre – ikke nødvendigvis sjenerøse pensjonsordninger. Dessuten viser de at yrkesdeltakelsen i løpet av 1980-tallet falt for alle menn i arbeidsfør alder, og ikke kun eldre. Av denne grunn kobler de fallet i yrkesdeltakelsen blant menn til reduserte sysselsettingsprospekter blant ufaglært arbeidskraft. Ifølge forfatterne kan man med andre ord ikke se isolert på pensjonsordninger og fallet i yrkesdeltakelsen blant eldre menn, og de mener derfor at den negative trenden kan forklares av blant annet endring i inntekt mellom ulike grupper. Til dette finner Blau & Goodstein (2008) bevis for at endringer i trygdeytelsene kun står for 1/5 av fallet i yrkesdeltakelsen blant eldre mellom 1960 og ut 1980-tallet. Dette funnet er også i tråd med Krueger & Pischke (1992) som

---

<sup>i</sup> Difference-in-differences er en slik metode og anvendes for øvrig i denne masteroppgaven (se kapittel 5)

kun kobler 1/6 av fallet i yrkesdeltakelsen blant eldre menn til økt trygdeytelser på 1970-tallet.

Likevel viser den omfattende litteraturen det siste tiåret at førtidspensjonsordninger og ytelsesnivå har en signifikant effekt på arbeidsmarkedsdeltakelsen blant eldre. Selv om dette ikke alene forklarer hele fallet i yrkesdeltakelsen, er det ikke uten grunn at de nye aktuarisk utformede pensjonsreformene som nå innføres i hele Europa skal bidra til å øke arbeidstilbudet ved at eldre gis sterkere økonomiske insentiv til å stå lenger i arbeid.

#### **4.1.1 AFP-ordningens effekt på yrkesdeltakelsen blant eldre arbeidstakere**

En person som arbeider i en bedrift tilsluttet AFP-ordningen vil ved fylte 62 år ikke opparbeide seg bedre pensjonsytelser ved å fortsette i arbeid. Pensjonsutbetalingene tilsvarer det man ville fått ved alderspensjon fra folketrygden. På denne måten gir førtidspensjonsordningen arbeidstakere sterke insentiver om å forlate arbeidsstyrken ved første anledning. Det er gjennomført en rekke norske studier som sammenligner avgangsmønsteret blant eldre arbeidstakere som har rett på AFP med individer som ikke har det. Disse analysene konkluderer med at majoriteten av de som tok ut AFP ville fortsatt ha vært i arbeidsstyrken dersom ordningen ikke hadde eksistert, og at økonomiske insentiver er en viktig faktor for å forklare avgangsmønsteret blant AFP-pensjonistene.

Mye av den tidlige litteraturen som undersøkte effektene av AFP-ordningen blant eldre arbeidstakere utnytter ikke ordningens fordelaktige egenskaper som kjennetegner et naturlig eksperiment (Røed & Haugen, 2003). Disse studiene ser kun på avgangsmønsteret til individene som kvalifiserer til AFP. Av denne grunn vil estimatene langt på vei være drevet av uobserverbar heterogenitet og forstyrre kausalitet. Røed & Haugen (ibid) undersøker hvordan økonomiske insentiver påvirker pensjonsadferden til både de som kvalifiserer til AFP og arbeidstakere som ikke gjør det basert på norske registerdata i perioden 1993 til 1997 i privat og offentlig sektor. Forfatterne finner først og fremst at sannsynligheten for tidligavgang øker umiddelbart etter at individene i AFP-bedriftene kvalifiserer til tidligpensjon sammenlignet med individene i ikke-AFP



bedriftene. Samtidig finner forfatterne at om lag 66 prosent av dem som gikk av med AFP ville fortsatt ha vært i arbeid dersom ordningen ikke hadde eksistert.

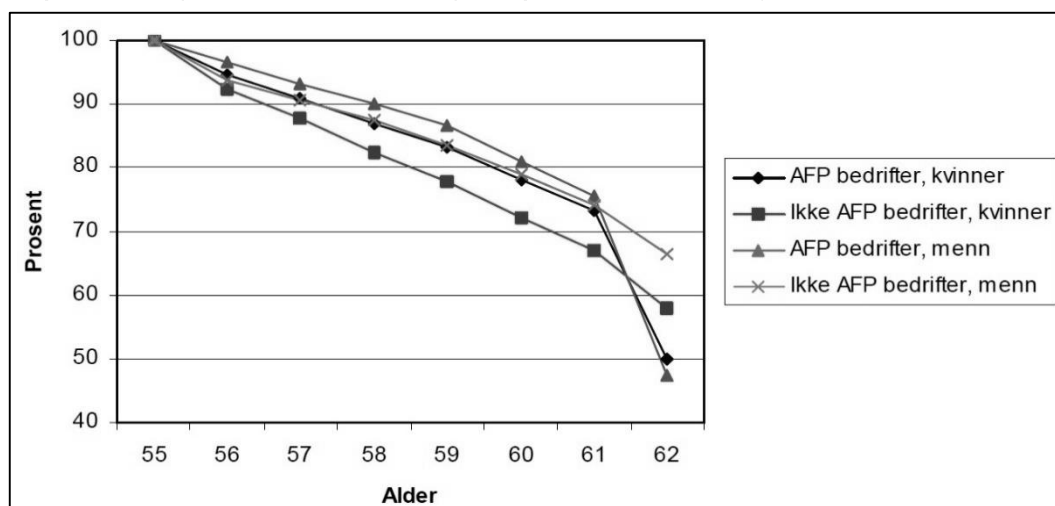
Studier som undersøker effekten av AFP-ordningen på pensjonsmønsteret blant eldre arbeidstakere, står overfor utfordringer knyttet til å seleksjon. En konsekvens er at potensielle uobserverbare karakteristikk blant arbeidstakere i AFP-bedriftene, som også er med på å bestemme pensjonsadferden, forstyrrer kausalitet. AFP-ansatte kan eksempelvis ha en annen tilknytning til arbeidsgiver (som følge av f.eks. trivsel på arbeidsplassen) enn bedriftene som ikke er tilsluttet ordningen. Dessuten kan arbeidstakere i AFP-bedriftene ha andre arbeidsoppgaver, noe som også kan virke inn på beslutningen om å ta ut AFP-pensjon. Særlig kan den store majoriteten av ansatte med AFP-rettigheter i offentlig sektor representere en selektert gruppe med tanke på de uobserverbare karakteristikkene.

For å komme rundt utfordringer knyttet til seleksjon har Bratberg et al. (2004) utført en tilsvarende analyse som Røed & Haugen (ibid) basert på data for individer kun i privat sektor. Deres resultater viser at kun 35 prosent av utvalget som hadde rett til AFP fremdeles var sysselsatt ved fylte 66,5 år, mens nærmere 64 prosent av de som ikke hadde rett til AFP fremdeles var yrkesaktive ved samme alder. Av hele utvalget som hadde rett til AFP, benyttet 50 prosent seg av den frivillige ordningen. Mens omlag 15 prosent av AFP utvalget var uførepensjonert, langtidssykemeldte eller benyttet andre ordninger etter fylte 66,5 år, var andelen over det dobbelte blant arbeidstakere uten AFP rettigheter. I tråd med Røed & Haugen (2003) viste resultatene også at minst 50 prosent av dem som benyttet AFP ville fortsatt ha vært i arbeid dersom ordningen ikke hadde eksistert (ifølge forfatterne er dette et konservativt anslag). De økonomiske insentivene som følger AFP-ordningen har derfor bidratt til et bratt fall i yrkesdeltakelsen blant eldre. Dette er også forenlig med store deler av litteraturen som undersøker effektene av ikke-aktuariske tidligpensjonsreformer på avgangsmønsteret blant eldre.

Til sist har Rønningen (2005) gjennomført en deskriptiv analyse av avgangsmønsteret for eldre menn og kvinner i AFP bedrifter og bedriftene som ikke er tilsluttet ordningen. Figur 4.1 bekrefter resultatet til studiene over da forskjellen i pensjonsmønsteret mellom de to bedriftskategoriene (AFP og ikke-AFP) er relativt store. Som det fremgår av figuren er det en noe høyere sysselsetting blant ansatte i AFP-bedriftene, og særlig gjelder dette kvinner. AFP bedriftene synes å ha nærmere 7 prosentpoeng høyere sysselsetting blant kvinnene før alderen for tidligpensjon enn de som ikke er omfattet av ordningen. Blant menn er det også noe høyere sysselsetting frem mot alderen for tidligpensjon sammenliknet med ikke-AFP bedrifter. Imidlertid faller yrkesdeltakelsen jevnt for både kvinner og menn i begge bedriftskategoriene<sup>1</sup>. Forskjellen i avgangsmønsteret tydeliggjøres idet ansatte i AFP bedriftene når alderen som kvalifiserer til tidligpensjon. Etter denne alderen er fallet i sysselsettingen langt sterkere for de med AFP-rettigheter. Generelt er andelen yrkesaktive menn noe høyere enn andelen yrkesaktive kvinner, uavhengig av AFP-tilknytning. Men ved fylte 62 år viser figuren at en større andel menn enn kvinner tar ut AFP. Figuren er derfor i tråd med både Røed & Haugen (2003) og Bratberg et al. (2004), som finner at sannsynligheten for tidligavgang øker umiddelbart etter at vedkommende når AFP alderen.

Figur 4.1 viser et utvalg av arbeidstakere frem til 62-års alderen. For å studere avgangsmønsteret fra 61 til 66 år, benytter Rønningen (ibid) to kohorter som fyller 61

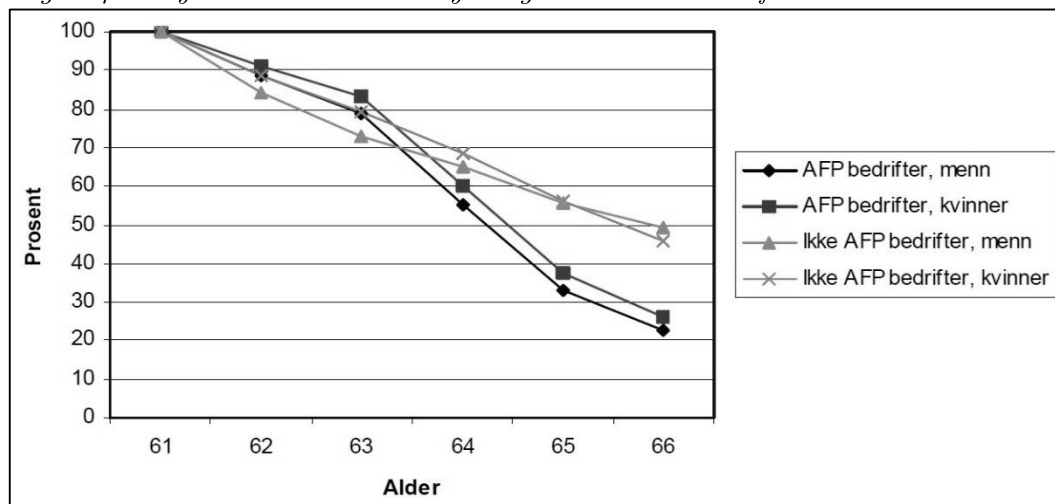
Figur 4.1: Sysselsatte etter tilknytning til AFP i alder fra 55-62



Kilde: Rønningen (2005)

<sup>1</sup> Utvalget består av personer som er yrkesaktive som 55-åring, og følger dem fra 1992 til 1999, altså i det de fyller 62 år og kan gå av med AFP.

Figur 4.2: Sysselsatte etter tilknytning til AFP i alder fra 61-66



Kilde: Rønningen (2005)

år i 1992 og 1993, og som kategoriseres etter AFP tilknytning. Figur 4.2 viser trenden i yrkesdeltakelsen for begge kategorier. De yrkesaktive som hadde rett til AFP i begge kohortene kunne gå av ved fylte 64 år (i perioden 1993-1997). Også i dette tilfellet er det et markant skille i avgangsmønsteret mellom AFP bedriftene og de som står utenfor. Fra 61 til 63-års alderen er fallet i yrkesdeltakelsen jevnt for begge gruppene, men andelen yrkesaktive faller kraftigere for bedriftene tilknyttet AFP etter at arbeidstakerne fyller 64 år. Når Rønningen (ibid) kategoriserer utvalget etter lav og høy utdanning<sup>i</sup>, finner han for øvrig at AFP-ansatte med høy utdanning har om lag 10 prosentpoeng høyere sysselsetting året før de kvalifiserer til tidligpensjon sammenliknet med AFP-ansatte med lav utdanning. Dette har blant annet sammenheng med at lavutdannede begynner yrkeskarrieren tidligere enn de med høy utdanning. Et resultat er at de med høyere utdanning vil pensjonere seg senere for å oppnå like lang yrkeskarriere som de lavutdannede. Dette mønsteret er fremtredende også blant ikke-AFP bedriftene.

## 4.2 Sammenhengen i yrkesdeltakelsen mellom eldre og yngre

Det blir ofte hevdet at tidligpensjon og lavere yrkesdeltakelse blant eldre kan frigjøre arbeidsplasser og redusere arbeidsledigheten blant yngre. Som drøftet i forrige kapittel er en slik forestilling kjent som "Lump og labor", og særlig under vanskelige økonomiske tider, hvor arbeidsledigheten blant unge øker raskere enn ellers i

<sup>i</sup> Lav utdanning: til og med videregående skole. Høy utdanning: Utdanning utover videregående skole.

befolkningen, synes denne oppfatningen å få nytt liv (Munnell & Wu, 2012). Siden forrige tiår har det vokst frem litteratur som forsøker å anslå effektene av yrkesdeltakelse blant eldre på sysselsettingen av yngre. For eksempel har Boldrin et al. (1999) sammenliknet forholdet mellom utgangsfrekvensen av arbeidsstyrken til personer født mellom 1931 og 1940 og arbeidsledighet blant yngre mellom 21 og 30 år i perioden mellom 1991-96 for land som introduserte tidligpensjonsreformer. Ved hjelp av et x/y-diagram plotter forfatterne utgangsfrekvensen blant eldre menn (x-aksen) med variasjonen i arbeidsledigheten blant yngre menn (y-aksen). De finner en svak positiv sammenheng mellom økt utgangsfrekvens blant eldre arbeidstakere og økt arbeidsledighet blant yngre. Dersom oppfatningen om at utgangen fra arbeidslivet blant eldre frigjør arbeidsplasser til yngre, skulle man forvente det motsatte. Metoden er derimot tvilsom, og i mye av denne litteraturen er det metodiske utfordringer, og i mange tilfeller mangel på en kausal kobling mellom yrkesdeltakelse blant eldre arbeidstakere og arbeidsledighet blant yngre. Imidlertid bærer de påfølgende studiene et ekko av konklusjonen til Boldrin et al. (ibid).

I det følgende presenteres og drøftes resultatene fra noen utvalgte artikler i boken "Social Security Programs and Retirement around the World: The Relationship to Youth Employment" (Gruber & Wise, 2010). Boken er et omfattende arbeid for å analysere forholdet mellom yngre og eldre arbeidstakere i 12 land. Over 30 forfattere/forskere har bidratt med analyser fra sine respektive land. For eksempel har Palme & Svensson (2010) gjennomført en tidsserieanalyse for Sverige og inkludert yrkesdeltakelsen til tre aldersgrupper; 16-24, 25-54 og 55-64. De benytter en enkel modell med arbeidsledigheten blant den yngste gruppen som avhengig variabel og yrkesdeltakelsen blant den eldste gruppen som uavhengig variabel<sup>i</sup>. I tillegg inkluderes en vektor med kontrollvariabler<sup>ii</sup>. Resultatene viser at økt yrkesdeltakelse blant eldre er assosiert med øket arbeidsledighet og redusert sysselsetting blant yngre kvinner, mens for yngre menn er forholdet omvendt – arbeidsledigheten faller og sysselsettingen øker. Dessuten endrer kontrollvariablene kun fortegn på yngre kvinners sysselsetting. Videre utnytter Gruber & Wise (ibid) differansetransformasjon. Metoden løser langt på vei utfordringer knyttet til utelatt variabel skjevhet i modellen ettersom man i stedet ser på sammenhengen i endringen fra en periode til den neste. Disse resultatene tyder på at eldre og yngre er komplementære,

---

<sup>i</sup> Datasettet består av årlige aggregerte sysselsettingsdata for perioden 1963 til 2005. Ulike spesifikasjoner av modellen benyttet også; I stedet for arbeidsledighet som avhengig variabel, benyttet sysselsettingsraten og andelen yngre som er i utdanning. De tester også differansetransformasjon, samt 3-års lag på variabelen for eldres yrkesdeltakelse.

<sup>ii</sup> Bl.a. BNP per capita, veksten i BNP per capita, og andelen av BNP som kommer fra industri.

men all signifikans forsvinner når kontrollvariablene inkluderes. Av denne grunn konkluderer forfatterne med at de ikke finner bevis for at eldre frigjør arbeidsplasser blant yngre. Resultatene deres trekker i retning av at når sysselsettingen blant eldre øker, så øker også sysselsettingen av yngre.

Gruber & Milligan (2010) har foretatt en tilsvarende tidsserieanalyse av yrkesdeltakelsen for de samme aldersgruppene i USA. Først undersøker de samlet effekt på begge kjønn av økt yrkesdeltakelse blant eldre. Resultatene viser at sysselsettingen blant yngre faller, og er i tråd med hva man kan forvente dersom eldre har en utstøtingseffekt på yngre. Når forfatterne istedenfor benytter arbeidsledighet som avhengig variabel, blir resultatene motstridende fordi økt yrkesdeltakelse blant eldre assosieres med redusert arbeidsledighet blant yngre. Differansetransformasjon med kontrollvariabler endrer heller ikke på fortegnene. Datasettet deles deretter opp etter kjønn for å isolere trender som er særegne for menn og kvinner. Til dette finner de at økt yrkesdeltakelse blant eldre både reduserer arbeidsledigheten og øker sysselsettingen blant yngre menn. Kvinners inntreden i arbeidsmarkedet de siste 40 årene forklarer det negative forholdet mellom sysselsetting blant yngre og yrkesdeltakelse blant eldre (ibid). Resultatene for yngre menn er heller ikke forenlig med hypotesen at eldre utstøter yngre fra arbeidsmarkedet.

Begge analysene over konkluderer med at det ikke eksisterer en substitusjon mellom eldre og yngre arbeidstakere. Tvert imot finner de at høyere arbeidsmarkedsdeltakelse blant eldre også øker sysselsettingen og reduserer arbeidsledigheten blant yngre. Til dette bygger de empiriske estimatene på aggregerte tidsseriedata og minste kvadraters metode, et metodisk valg som er forbundet med en rekke utfordringer. Spesielt er metoden beheftet med endogenitet og sekundære trender i tidsseriene, noe som kan gi spuriøse sammenhenger og hindre den kausale tolkningen (Phillips, 2004). Eksempelvis påvirker økonomiske sjokk både ungdomsledighet og yrkesdeltakelse blant eldre, slik at konjunktursvingninger (eller sekundære trender) gir i beste fall skjeve estimat. Anta for eksempel at en tidligpensjonsreform faktisk har simultan effekt på yrkesdeltakelsen mellom yngre og eldre – altså at redusert yrkesdeltakelse blant eldre reduserer ungdomsledighet – så vil man underestimere effekten av yrkesdeltakelse blant eldre på ledigheten dersom dette ikke kontrolleres for (Salem et al., 2010). En måte å håndtere endogenitet på er differansetransformasjon. Men i mange tilfeller forsvinner all signifikans fordi man mister observasjoner i et ellers

begrenset datasett (ofte lange tidsserier som består av et begrenset antall observasjoner). Selv om man har signifikans, vil differansetransformasjon kunne gi spuriøse sammenhenger likevel (Thomas, 2004). Kausaleffekten er med andre ord ikke like rett frem å estimere. Siden artiklene benytter samme metodikk og aggregerte data til å fastslå effektene av yrkesdeltakelse til eldre arbeidstakere på yngre, er det grunn til å stille spørsmål ved den enstemmige konklusjonen.

Til tross for metodiske svakheter argumenterer Gruber & Wise (2009) likevel overbevisende. For eksempel viser de til effektene av en tidligpensjonsreform i Tyskland på arbeidsledigheten/sysselsettingen blant yngre (reformen var ikke aktuarisk utformet). Mens den ordinære pensjonsalderen på begynnelsen av 1970-tallet var 65 år, kunne kvinner og menn i 1972 tre ut av arbeidslivet ved hhv. 60 og 63 år. I løpet av 4 år (1972-1976) falt yrkesdeltakelsen blant eldre mellom 55 og 64 år med 7 prosentpoeng. Endringer assosieres med 1,7 prosentpoeng økning i arbeidsledigheten blant unge arbeidstakere og 2 prosentpoeng redusert sysselsetting. I 1992 blir dessuten reformen aktuarisk utformet slik at eldre fikk sterke insentiver til å stå lenger i arbeid. Den etterfølgende økningen i yrkesdeltakelsen blant eldre på 15 prosentpoeng assosieres med ingen endring i verken arbeidsledighet eller sysselsetting blant yngre (ibid). Forfatterne viser også til tilsvarende reformer i Frankrike og Danmark, og finner ingen kobling mellom eldre og yngres arbeidsmarkedsdeltakelse.

Majoriteten av studiene som anvender aggregerte sysselsettingsdata synes derfor å komme til samme konklusjon: Det er ingen bevis for at redusert yrkesdeltakelse blant eldre øker sysselsettingen eller reduserer arbeidsledigheten blant yngre. I de fleste tilfeller går yrkesdeltakelsen i samme retning, og empirien gir dermed ingen støtte til "Lump of labor" hypotesen.

Det er derfor interessant at en nylig publisert studie fra en norsk forsker, som er basert på norske individdata, finner at det på kort sikt kan være en sammenheng mellom yrkesdeltakelsen til yngre og eldre arbeidstakere. Vestad (2012) har på bakgrunn av registerdata for hele den norske befolkningen for perioden 1994 til 2004 undersøkt den kortsiktige effekten av tidligpensjonering på den potensielle sysselsettingen av yngre mellom 18 og 29 år. Ved hjelp av sannsynlighetsmodell og instrumentvariabelmetoden<sup>i</sup>

---

<sup>i</sup> Instrumentvariabel benyttes som en proxy for den uavhengige variabelen i tilfeller der den uavhengige variabelen mistenkes å være bestemt av faktorer som ikke blir kontrollert for i modellen og som også påvirker den avhengige

estimeres den kausale effekten av antall jobber som frigjøres gjennom tidligpensjonering på sysselsetting av yngre. Vestad (ibid) konkluderer med at det er rom for en ny arbeidstaker i aldersgruppen som studeres for hver femte person som tar ut tidligpensjon. Siden studien benytter instrument for å komme rundt utfordringer knyttet til endogenitet, styrkes den kausale sammenhengen mellom frigjorte arbeidsplasser gjennom tidligpensjon og potensielle nye yngre arbeidstakere. Resultatene i denne studien illustrerer på mange måter behovet for både mer forskning på området ettersom det kan være noen kortsiktige effekter, men kanskje enda viktigere understreker studien behovet for analyser som undersøker eldre-yngre substitusjon basert på nyere og bedre data. Gruber & Wise (2009) fokuserer utelukkende på de langsiktige effektene basert på lange aggregerte tidsserier av redusert yrkesdeltakelse blant eldre på sysselsettingen av yngre.

### 4.3 Substitusjonsforholdet mellom eldre og yngre

Majoriteten av litteraturen over trekker i retning av at det på et aggregert nivå ikke eksisterer noe substitusjon mellom eldre og yngre arbeidstakere. Derimot viser resultatene at de til en viss grad er komplementære. Den samlede konklusjonen er imidlertid basert på metoder som er utfordret med endogenitet. Derfor er det hensiktsmessig med empiri som benytter annen innfallsvinkel til å belyse substitusjonsforholdet mellom de to gruppene. I motsetning til empirien over, anvender følgende studier et produksjonsteoretisk rammeverk til å anslå substitusjonsforholdet mellom ulik arbeidsinnsats i økonomien som studeres (se teori under delkapittel 3.2).

Hamermesh & Grant (1979) oppsummerer en rekke studier som hovedsakelig anvender Hicks-Allen substitusjons elastisitet (HAS-elastisitet) mellom forskjellig arbeidsinnsats i USA. Typisk er arbeidskraften delt inn etter sektortilknytning ("blue collar" og "white collar", hhv. industriarbeidere og funksjonærer), kompetanse- eller utdanningsnivå, kjønn eller alder. Både tidsserie- og tverrsnittstudiene som skiller arbeidskraft i aldersgrupper finner i stor grad at de er substitutter. For eksempel kategoriserer Freeman (1979) og Grant (1979) menn i to aldersgrupper, eldre (hhv. 35-64 og 45+) og yngre (hhv. 20-34 og 14-24), og estimerer en positiv substitusjonselastisitet mellom dem. Videre deler Blakemore & Johnson (1979) utvalget i 14 aldersgrupper

---

variabelen. Videre er en god instrumentvariabel høyt korrelert med den uavhengige variabelen, men er ikke korrelert med feilleddet. På denne måten er metoden egnet til å fange opp kausale sammenhenger.

(begge kjønn inkludert) og estimerer en konstant substitusjonselastisitet på 1,43 mellom dem. Imidlertid er forutsetningen om lik substitusjon mellom kjønn av ulik alder problematisk fordi man da antar at unge jenter substitueres like enkelt med gutter som med voksne menn, noe som virker lite sannsynlig. Til tross for dette viser likevel flertallet av studiene i Hamermesh & Grant (1979) at aldersgrupper er substitutter, men i varierende grad.

Hebbink (1993) deler imidlertid ikke en slik konklusjon. Ved hjelp en to-nivå CES-funksjon viser forfatteren ut fra tversnittdata for Nederland i periodene 1979 og 1985 at yngre og eldre er komplementære. Han inkluderer to innsatsfaktorer, kapital og arbeidskraft, hvor arbeidsinnsatsen er fordelt i tre aldersgrupper; yngre (16-30 år), middelaldrende (31-45 år) og eldre (46-64 år). Mens han generelt finner en positiv substitusjonselastisitet mellom aldersgruppene, og mellom kapital og arbeidsinnsatsen, er HAS-elastisiteten mellom yngre og eldre negativ (komplementære) for begge periodene. Det vil si at etterspørselen etter begge aldersgruppene faller når faktorprisen til en av dem øker. Dette er for øvrig i tråd med Gruber & Wise (2010), som også finner at eldre og yngre til en viss grad er komplementære.

Videre finner flertallet av den tidlige forskningen oftere en positiv substitusjon mellom aldersgrupper enn når utdanningsgrupper betraktes (Hamermesh, 1986). En implikasjon er at det er enklere å substituere mellom arbeidsinnsats av ulik alder enn mellom grupper med forskjellig utdanningsnivå. Dette kan virke kontra intuitivt ettersom kompetanse øker med alder. For eksempel skulle man forvente at det kreves mer trening for å erstatte en eldre som har opparbeidet en bedriftsspesifikk kompetanse gjennom et langt yrkesliv med en yngre. Substituerbarheten avhenger riktignok av sektortilknytning da det vil være enklere å erstatte arbeidere i butikk- og handelsnæringen enn eksempelvis arbeidsområder med krav om høyere utdanning. I sistnevnte tilfelle kan det være en større andel eldre som har gjennom yrkeslivet inntatt roller i arbeidslivet som krever både høyere utdanning og lang arbeidserfaring. Videre er skillet mellom sektortilknytning mer fremtredende i studiene som betrakter utdanningsgrupper (typisk blue- og white collar eller videregående- og høyere utdanning) enn studiene som ser på substitusjonselastisiteten mellom aldersgrupper. Sistnevnte betrakter vanligvis hele økonomien, ofte uten å skille mellom utdanningsnivå i aldersgruppene. Et slikt skille er viktig, blant annet for å kunne predikere effekten av eksogene sjokk eller



arbeidsmarkedsreformer på grupper med for eksempel samme utdanning, men forskjellig alder.

Til dette har Brunello (2010) benyttet data for 11 europeiske land og utvidet CES-funksjonen til å inkludere arbeidsinnsats med ulik alder inndelt etter utdanningsgruppe; videregående- og høyere utdanning<sup>i</sup>. Generelt finner han at eldre og yngre er imperfekte substitutter<sup>ii</sup>. Videre viser han at økning i kohortstørrelser har en negativ påvirkning på europeiske timelønninger for de to utdanningsgruppene. Effekten kobles til substitusjonselastisiteten mellom arbeidsinnsats av forskjellig alder, men som har samme utdanningsnivå. Nærmere bestemt finner han at aldersgruppene med høyere utdanning er svakere substitutter enn arbeidstakere i yrker som kun krever videregående skole. Med andre ord er yngre arbeidstakere med høyere utdanning vanskeligere å substituere med eldre med samme utdanningsnivå enn med tilsvarende aldersgrupper, men med lavere utdanning. Denne tankerekken er for øvrig i tråd med Welch (1979) som blant annet skriver at "... those having more schooling transit less rapidly from learner to worker status after beginning work, and it is likely that worker-learner substitution elasticities are smaller than for those with less schooling" (s. 578-579). Videre finner Brunello (ibid) at substitusjonsgraden er lavere også innen gruppen med eldre arbeidstakere (35-50 år), først og fremst på grunn av den bedriftsspesifikke kompetansen de har opparbeidet gjennom arbeidslivet. Graden av stillingsvern i økonomien viser seg også være avgjørende for substitusjonsmulighetene mellom aldersgrupper. Forfatteren estimerer blant annet en signifikant forskjell i substituerbarheten mellom arbeidere (med ulik alder, men med samme utdanningsnivå) i Sør- og Nord Europa. Forfatteren mener dette har sammenheng med at arbeidstakere i Sør-Europa omfattes av et sterkere stillingsvern enn landene i Nord.

#### 4.4 Oppsummerende kommentar

Under første delkapittel ble det redegjort for koblingen mellom pensjonsreformer og avgangsmønsteret blant eldre. Empirien viser at tidligpensjonsreformer har en signifikant effekt på arbeidsmarkedsdeltakelsen blant eldre, og spesielt har sjenerøse

---

<sup>i</sup> Kun menn er inkludert for å unngå seleksjonsproblemer knyttet til kvinners uregelmessige yrkesdeltakelse.

<sup>ii</sup> Card & Lemieux (2001), som har tilsvarende faktorinndeling og teoretisk rammeverk, finner også at yngre og eldre med samme utdanning er imperfekte substitutter.

trygdeordninger gitt arbeidstakere incentiver til å tre ut av arbeidslivet før ordinær pensjonsalder. Litteraturen viser et likt mønster over de fleste industrialiserte land, og særlig har den norske AFP-ordningen vært liberal. Mens studier estimerer at reformene kan tilregnes mellom 15 og 20 prosent av fallet i yrkesdeltakelsen de siste 40 årene, viser studier for den norske AFP-ordningen at mellom 50 og 66 prosent av de som tok ut AFP ville fortsatt i arbeid dersom ordningen ikke hadde eksistert. Sammenlignet med andre land har Norge imidlertid hatt en langt høyere yrkesdeltakelse blant eldre. Likevel sannsynliggjør de norske estimatene at deltakelsen kunne vært høyere dersom AFP-ordningen ikke hadde eksistert.

I kapittel 4.2 og 4.3 ble det drøftet i hvilken grad yrkesdeltakelse blant eldre arbeidstakere har hatt noen effekt på sysselsettingsprospektene blant yngre. Både mangelen på forskning og studier med miksende signaler i den litteraturen som foreligger, tegner et mer usikkert bilde av effektene av endret arbeidstilbud blant eldre. Til tross for dette innfører de fleste land i Europa, i tillegg til Norge, nye pensjonsreformer som skal bidra til økt yrkesdeltakelse blant eldre. Gruber & Wise (2010) gir for øvrig et entydig svar på problemstillingen: De finner ingen bevis for at eldre har en "crowding-out" effekt på yngre. Imidlertid påpeker Palme & Svensson (2010) at metode og data er beheftet med endogenitet og bør derfor være gjenstand for videre forskning. De fleste studiene som undersøker substitusjonselastisiteten mellom ulike aldersgrupper, og mellom aldersgrupper med samme nivå på utdanning, gir ikke noe entydig svar. Mens førstnevnte både finner at eldre og yngre er substitutter og komplementære, finner sistnevnte at eldre og yngre er imperfekte substitutter, og jo mer humankapital en gruppe har, jo mer vanskelig er substituerbarheten mellom dem.

# Kapittel 5

## Metode

Den fundamentale utfordringen ved å estimere effekten av senket AFP-aldersgrense er at man ikke vet hvordan det ville gått med sysselsettingen i AFP-bedriftene dersom aldersgrensen ikke hadde blitt redusert. I dette kapittelet beskrives en metode for å komme rundt denne problemstillingen. I første omgang utledes differanse-i-differanse (DiD) rammeverket som er en ofte anvendt metode til å estimere kausaleffekter. Deretter presenteres forskjellige modellspesifikasjoner som benyttes til å estimere kausaleffekten på sysselsetting av redusert aldersgrense i AFP-ordningen.

### 5.1 Differanse-i-differanse<sup>i</sup>

Den grunnleggende ideen bak DiD metoden er at man har observasjoner for to grupper i to perioder. Gruppen som utsettes for et tiltak i en av periodene kalles tiltaksgruppen, mens gruppen som ikke blir eksponert for tiltaket i noen av periodene kalles sammenligningsgruppen<sup>ii</sup>. Når utfallet for hver enhet i de to gruppene observeres over de to periodene, trekkes det gjennomsnittlige utfallet for sammenligningsgruppen fra utfallet til tiltaksgruppen i hver av periodene. De to differansene fjerner for det første skjevhet i utfallet som studeres i den andre perioden som kan komme av systematiske forskjeller mellom gruppene. For det andre fjernes skjevhet som kommer av forskjellig tidstrend mellom periodene, som ikke er relatert til tiltaket, for tiltaksgruppen.

---

<sup>i</sup> Følgende utledning bygger i stor grad på Angrist & Pischke (2009) og Li et al. (2012). Se også Rubin (1974) for en nærmere gjennomgang av den fundamentale utfordringen knyttet til estimering av tiltakseffekter.

<sup>ii</sup> Begreper som ofte benyttes innen økonomiske studier er "behandlingsgruppe" (tiltaksgruppe) og "kontrollgruppe" (sammenligningsgruppe). Dette er imidlertid en fagterminologi som er hentet fra den medisinske disiplinen, og besitter noen assosiasjoner som ikke er like anvendelige på forskning som ikke direkte er randomiserte. Innen medisin benyttes "kontrollgruppe" om individer som er randomisert og ikke berørt av tiltaket som studeres. Videre benyttes "behandlingsgruppe" om individene som også er randomisert, men blir berørt av et tiltak. I denne oppgaven anvendes isteden "tiltaksgruppe" og "sammenligningsgruppe" siden det ikke er et randomisert utvalg.

Anta at  $n$  bedrifter observeres i to perioder,  $t = 0, 1$ , der 0 betegner perioden før tiltaksgruppen utsettes for tiltaket, og 1 betegner perioden etter at tiltaksgruppen eksponeres for tiltaket. Videre indekseres gruppene  $i = T, S$ , der T betegner tiltaksgruppen og S sammenligningsgruppen. La så  $Y_{0T}$  og  $Y_{1T}$  være utfallet for tiltaksgruppen henholdsvis før og etter tiltaket, og la  $Y_{0S}$  og  $Y_{1S}$  være tilsvarende utfall for sammenligningsgruppen. Den sanne effekten av tiltaket på utfallet som studeres kan illustreres på følgende måte:

$$(1) \quad \Delta Y = (Y_{1T} - Y_{1S}) - (Y_{0T} - Y_{0S})$$

Første parentes på høyre side av likningen viser forskjellen i utfallsvariabelen i perioden  $t = 1$  for både tiltaks- og sammenligningsgruppen, mens andre parentes viser forskjellen i utfallet for de samme gruppene i perioden før tiltaket,  $t = 0$ . Differansen mellom de to differansene representerer differanse-i-differanse og kausaleffekten av tiltaket. En implikasjon av likningen er at sammenligningsgruppen virker som en kontroll for det kontrafaktiske utfallet for tiltaksgruppen, det vil si hvordan det ville gått med tiltaksgruppen dersom tiltaket ikke hadde blitt innført. På denne måten er DiD en enkel, men svært formålstjenlig metode for å estimere kausaleffekter dersom antakelsen om at de to gruppene ville hatt samme trend i fravær av tiltaket holder.

Dette enkle DiD rammeverket kan også formuleres som i modellen under:

$$(2) \quad y_{it} = \alpha + \gamma T_{it} + \rho D_{it} + \delta(T_{it} \times D_{it}) + \varepsilon_{it}$$

der  $\alpha$  er et konstantledd,  $\gamma$  er tidstrenden,  $\rho$  er en gruppe-spesifikk effekt, mens  $\delta$  er den sanne effekten av tiltaket og parameteren av interesse.  $\varepsilon_{it}$  er et konstruert feilledd som består av alle andre faktorer som påvirker utfallsvariabelen og som ikke er tatt med i modellen.  $T_{it}$  er tidskomponenten og en dummyvariabel som tar verdien 1 dersom  $y_{it}$  er utvalg etter tiltaket og 0 ellers. På samme måte er  $D_{it}$  en gruppe-spesifikk dummyvariabel som tar verdien 1 dersom  $y_{it}$  er utvalg fra tiltaksgruppen og 0 ellers. Dermed betegner interaksjonsleddet  $T_{it} \times D_{it}$  observasjoner som er eksponert for tiltaket etter at tiltaket er innført.

For at DiD oppsettet over skal gi forventningsrette og konsistente<sup>i</sup> estimat, må tre antakelser være oppfylt.

- (1) Modellspesifikasjonen må være riktig. Det vil si at funksjonsformen (eksempelvis at variablene er i logaritmer eller i nivå) og kovariatene som er inkludert i modellen antas å være korrekt.
- (2) Feilledet har forventningsverdi lik null og uavhengig av kovariatene.
- (3) Tiltaks- og sammenligningsgruppen antas å ha samme trend over tid i fravær av tiltaket:  $E[Y'_{1T} - Y_{1S}] = E[Y'_{0T} - Y_{0S}]$ , der  $Y'_{1T}$  og  $Y'_{0T}$  representerer utfallet for tiltaksgruppen dersom tiltaket ikke hadde blitt innført.

Dersom forutsetningene over er oppfylt, kan forventningsverdiene til utfallsvariabelen i likning 2,  $y_{it}$ , utledes iht. likningene under:

$$\begin{aligned} E[Y_{0T}] &= \alpha + \rho \\ E[Y_{1T}] &= \alpha + \gamma + \rho + \delta \\ E[Y_{0S}] &= \alpha \\ E[Y_{1S}] &= \alpha + \gamma \end{aligned}$$

For å illustrere egenskapene til DiD metoden, kan det være hensiktsmessig å betrakte de enkelte differanse-estimatorene i DiD-oppsettet hver for seg, og hva som kan gå galt med disse. Betrakt først estimatoren basert på den gjennomsnittlige forskjellen i utfallsvariabelen  $y_{it}$  før og etter tiltaket kun for tiltaksgruppen:

$\hat{\delta}_1 = \bar{Y}_{1T} - \bar{Y}_{0T}$ , der forventningsverdien uttrykkes som:

$$E[\hat{\delta}_1] = E[\bar{Y}_{1T}] - E[\bar{Y}_{0T}] = \alpha + \gamma + \rho + \delta - (\alpha + \rho) = \gamma + \delta$$

Dersom det eksisterer en tidstrend ( $\gamma \neq 0$ ) vil estimatoren være forventningsskjev ettersom tidstrenden regnes som en del av tiltakseffekten. Betrakt deretter estimatoren som baseres på den gjennomsnittlige forskjellen i utfallsvariabelen  $y_{it}$  for begge gruppene i perioden etter tiltaket:

---

<sup>i</sup> Det vil si at estimatoren i gjennomsnitt predikerer riktig verdi.

$\hat{\delta}_2 = \bar{Y}_{1T} - \bar{Y}_{1S}$ , der forventningsverdiene er:

$$E[\hat{\delta}_2] = E[\bar{Y}_{1T}] - E[\bar{Y}_{1S}] = \alpha + \gamma + \rho + \delta - (\alpha + \gamma) = \rho + \delta$$

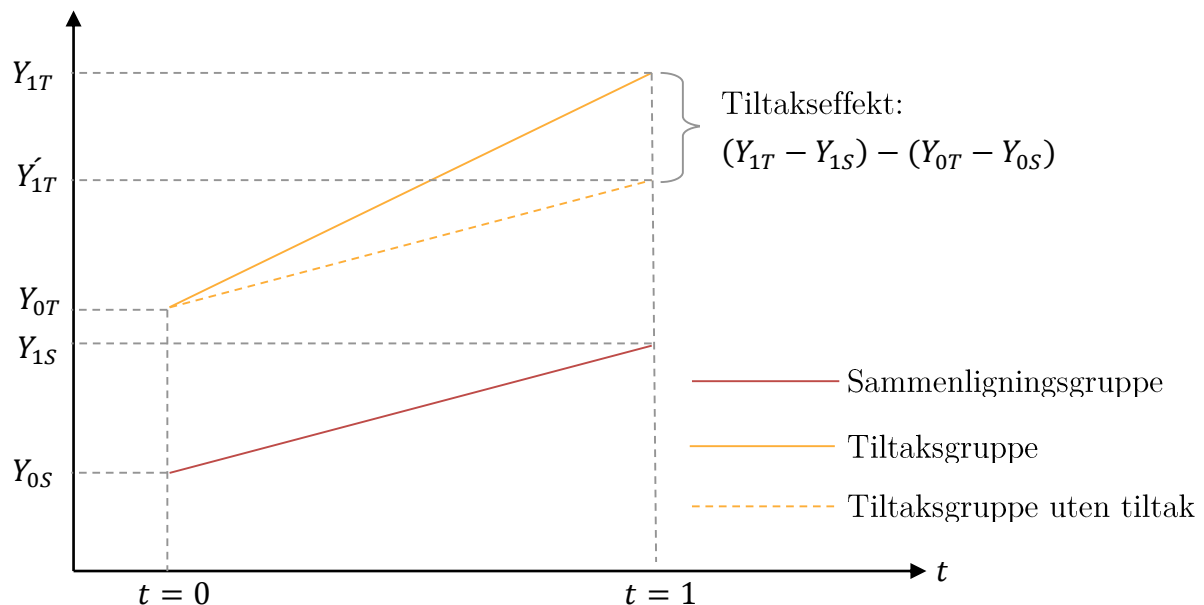
Det følger av likningen over at denne estimatoren også vil være forventningsskjev dersom det eksisterer gruppe-spesifikke effekter ( $\rho \neq 0$ ). Estimatoren medregner systematiske forskjeller mellom tiltaks- og sammenligningsgruppen som en del av tiltakseffekten.

DiD estimatoren tar imidlertid hensyn til både tidstrenden og gruppe-spesifikke effekter ved hjelp av dobbel differanse (jf. forventningsverdien til komponentene i likning 1):

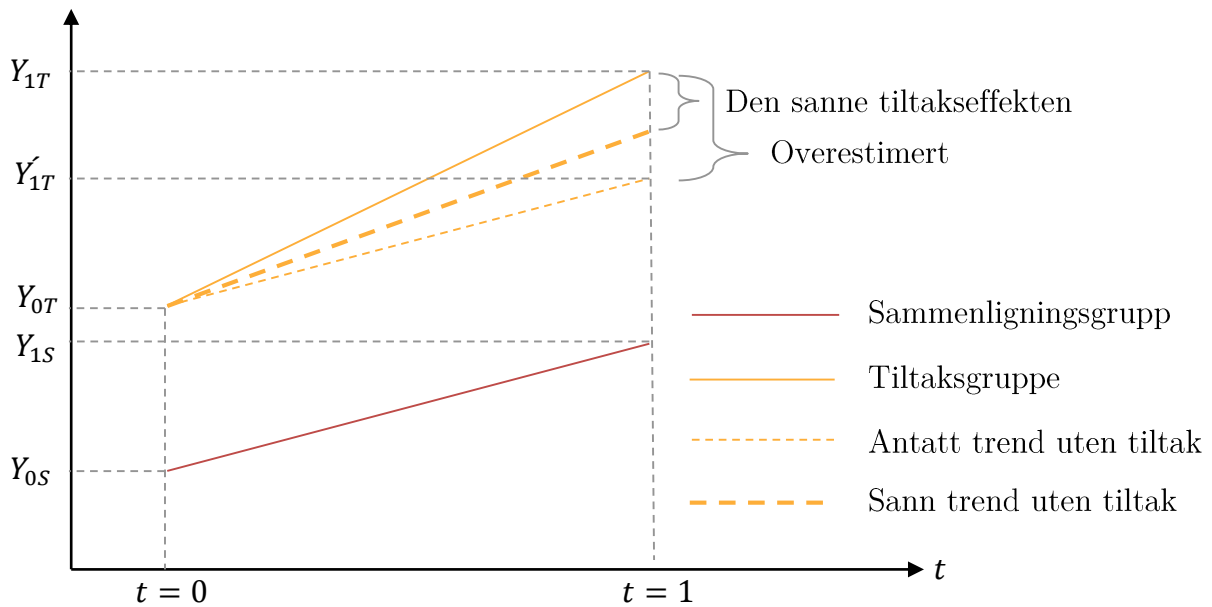
$$\hat{\delta}_{DiD} = [(\alpha + \gamma + \rho + \delta) - (\alpha + \gamma)] - [(\alpha + \rho) - \alpha] = \delta$$

Dette gir en forventningsrett DiD estimator. Grafisk kan metoden illustreres som i figur 5.1. Den gule stiplede linjen representerer den sentrale forutsetningen om samme trend mellom tiltaks- og sammenligningsgruppen i fravær av tiltaket. Imidlertid kan det eksistere forskjeller mellom de to gruppene som gir opphav til brudd på forutsetningen, noe som fører til at estimatoren  $\hat{\delta}$  enten er over- eller underestimert. I figur 5.2 illustreres et eksempel der tiltakseffekten er overestimert fordi tiltaksgruppen har en sterkere positiv trend enn sammenligningsgruppen. Det er riktignok ingen muligheter for å teste antakelsen om samme trend formelt, men dersom man har flere perioder før tiltaket, kan

Figur 5.1: Differanse-i-differanse



Figur 5.2: DiD og brudd på samme trend antakelsen



trendene sammenlignes. På denne måten er det mulig å sannsynliggjøre hvorvidt DiD estimatoren er over- eller underestimert fordi ulik trend før tiltaket kan bidra med informasjon om utviklingen i utfallsvariabelen etter tiltaket (se f.eks. Hastings (2000)). I denne oppgaven er det valgt å inkludere en grafisk fremstilling i appendikset for utvalgte resultater under kapittel 7 for å sannsynliggjøre om de to gruppene ville fulgt samme trend etter at tiltaket ble innført.

Dersom man mener at samme trend antakelsen holder, er det tilstrekkelig å anvende likning 2 for å estimere kausaleffekten av tiltaket. Hvis man mistenker at forutsetningen ikke holder, kan man inkludere en vektor med kovariater som antas å gi opphav til brudd på samme trend antakelsen. Dessuten er det hensiktsmessig å spesifisere en modell med flere variabler utover den enkle modellen fordi man da kan kontrollere for andre faktorer som påvirker utfallsvariabelen. Anta for eksempel at man har observasjoner for bedrifter i forskjellige sektorer og regioner. Ettersom spesifikke sektorer eller regioner er mer eksponert for økonomiske sjokk over tid, kan en konsentrert gruppe med bedrifter ha stor betydning for gjennomsnittsverdiene som estimeres. Av denne grunn er det hensiktsmessig å utvide den grunnleggende modellen med flere kontrollvariabler (som sektor og region):

$$(3) \quad y_{it} = \alpha + \gamma T_{it} + \rho D_{it} + \delta(T_{it} \times D_{it}) + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$

der  $X'_{it}$  er en vektor med kontrollvariabler og  $\beta$  er en vektor med tilhørende koeffisienter.

## 5.2 Modellspesifikasjoner

I oppgaven anvendes minste kvadraters metode (MKM) til å beregne helningskoeffisientene. I korte trekk går metoden ut på å finne sammenhengen mellom en eller flere variabler ved å minimere summen av de kvadrerte avvikene (residualene), altså at avstanden mellom de observerte verdiene og de predikerte verdien er minst mulig. Dette innebærer blant annet en lineær sammenhengen mellom utfallsvariabelen og kovariatene<sup>i</sup>. Videre anvendes DiD rammeverket med fast-effekt (FE) og lineær sannsynlighetsmodell. Sistnevnte har den egenskapen at kausaleffekten tolkes som endring i prosentpoeng. Førstnevnte er en attraktiv metode fordi man slipper å kontrollere for alle observerbare og uobserverbare tidskonstante faktorer som ikke er inkludert i modellen og som potensielt kan være korrelert med kovariatene. Dette har å gjøre med at FE-metoden differensierer bort de tidskonstante faktorene i modellen, og på denne måten løser man langt på vei utfordringer knyttet til endogenitet og seleksjon.

### 5.2.1 Fast-effekt modell

Den grunnleggende modellen i oppgaven er gitt ved likning 4 under:

$$(4) \quad y_{it} = \alpha + \gamma T_t + \delta T_t \times AFP_i + \varepsilon_{it}$$

$$AFP_i = \begin{cases} 1 & \text{dersom bedriften er tilsuttet AFP} \\ 0 & \text{dersom bedriften er utenfor AFP} \end{cases} \quad T_t = \begin{cases} 1 & \text{dersom etter tiltak} \\ 0 & \text{dersom før tiltak} \end{cases}$$

---

<sup>i</sup> De underliggende variablene kunne alternativt ha ikke-lineære koeffisienter (naturlig logaritme, kvadrert eller på annen form).



der  $i = 1, 2, \dots, N$  og  $t = 1995, 1996, \dots, 2000$ .  $y_{it}$  er antall sysselsatte etter den respektive aldersgruppen som studeres i bedrift  $i$ , tidspunkt  $t^i$ . Tidsperiodene er videre kollapset til to perioder; før og etter aldersgrensen for AFP-ordningen ble redusert, der  $T_t = 1$  dersom perioden etter og 0 ellers. Koeffisienten  $\gamma$  fanger opp en tidstrend for utfallsvariabelen som er felles for AFP og ikke-AFP bedriftene. Interaksjonsleddet  $T_t \times AFP_i$  betegner observasjoner som er eksponert for tiltaket etter at tiltaket er innført, noe som betyr at  $\delta$  er koeffisienten av interesse og kausaleffekten av tiltaket.  $\alpha$  er et konstantledd som representerer nivå på sysselsetting for ikke-AFP bedriftene i perioden før tiltaket.  $\varepsilon_{it}$  er et stokastisk feilledd som er antatt å oppfylle de klassiske Gauss-Markov betingelsene. Hensikten med likning 4 er å på best mulig måte estimere den sanne tiltakseffekten  $\delta$ ,  $\hat{\delta}$ . Estimatoren har tilsvarende tolkning som likning 1 innledningsvis:

$$(5) \quad \hat{\delta} = [(\bar{Y}_{AFP,post} - \bar{Y}_{ikke-AFP,post}) - (\bar{Y}_{AFP,pre} - \bar{Y}_{ikke-AFP,pre})]$$

Første parentes på høyre side av likningen er den gjennomsnittlige forskjellen i sysselsetting for AFP bedriftene før og etter aldersgrensen i AFP-ordningen ble redusert. Den andre parentesen er den tilsvarende forskjellen for ikke-AFP bedriftene. Differansen mellom de to parentesene er derfor forskjellen-i-forskjellen mellom de to gruppene.

Utover grunnmodellen estimeres også likning 6 under, der en vektor med kontrollvariabler  $X'_{it}$ , og tilhørende koeffisienter  $\beta$ , er inkludert. Kontrollene utgjør bedriftsstørrelse, region- og sektoreffekter gitt ved binærvariabler, samt region- og sektorspesifikke periodeeffekter. Bedriftsstørrelse er inndelt etter små, mellomstore og store bedrifter<sup>ii</sup>. Som drøftet tidligere inkluderes disse for å ta høyde for sysselsettingstrender og ekstremverdier som kan være spesifikke for noen regioner/sektorer i en eller flere perioder.

$$(6) \quad y_{it} = \alpha + \rho T_t + \delta T_t \times AFP_i + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$

---

<sup>i</sup> I kapittel 7 er aldersgruppen hovedsakelig inndelt etter følgende grupper: 16-19 år, 20-24 år, 25-29 og 62-70 år.

<sup>ii</sup> Bedrifter defineres som små dersom det er mindre enn 15 ansatte, mellomstore dersom det er mellom 15 og 25 ansatte og store dersom det er flere enn 25 ansatte.

Siden ikke-AFP bedriftene er antatt å bidra med informasjon om det kontrafaktiske for AFP-bedriftene, er den kritiske forutsetningen i modellen antakelsen om samme trend i sysselsettingen mellom de to gruppene i fravær av redusert AFP-aldersgrense. Problemstillingen er hovedsakelig knyttet til om tiltaks- og sammenligningsgruppen er en god match. Det vil si at de i størst mulig grad representerer hverandre med tanke på kjennetegn og tidsvarierende effekter som påvirker de to gruppene. Til tross for at FE modellen er egnet til å kontrollere for tidskonstante karakteristikk, kan det likevel være tidsvarierende faktorer som påvirker AFP og ikke-AFP bedriftene forskjellig. DiD rammeverket antar for eksempel at konjunkturer påvirker store, mellomstore og små bedrifter likt. Dette trenger ikke være tilfelle. Mens ikke-AFP bedriftene i gjennomsnitt sysselsetter om lag 17 personer, har AFP bedriftene rundt 56 ansatte<sup>i</sup>. Økonomiske sjokk kan derfor bidra til sterkere sysselsettings- og nedbemanningstrend blant store i forhold til små bedrifter. Gitt at det eksisterer konjunkturreffekter som er særskilte for bedriftsstørrelse, kan det bidra til skjevhet i estimatene. For å ta høyde for dette følges fremgangsmåten til Estevão & Sá (2006) og Kugler & Pica (2008) ved å inkludere et interaksjonsledd mellom tiltaksgruppen og årlig vekst i BNP<sup>ii</sup>. På denne måten kontrolleres det for at konjunkturer kan påvirke AFP og ikke-AFP bedriftene forskjellig:

$$(7) \quad y_{it} = \alpha + \rho T_t + \delta T_t \times AFP_i + X'_{it} \beta + \sum_{t=1}^T \tau KONJ_t \times AFP_i + \varepsilon_{it}$$

der  $\tau$  fanger opp sykliske effekter som er antatt å være spesifikke for AFP bedriftene. Ved å tillate at sykliske effekter kan påvirke de to gruppene forskjellig, oppheves samme trend antakelsen i DiD rammeverket.

Utover modellene over følges også fremgangsmåten til Autor (2003) som en robusthetssjekk. Ved å rapportere AFP spesifikke effekter for alle  $t > 1$ , tillates AFP

---

<sup>i</sup> Forskjellen i sysselsettingen mellom de to gruppene er også i tråd med Røed & Haugen (2003), som viser at den største fordelingen av AFP bedriftene har 50 eller flere ansatte, mens den største fordelingen for ikke-AFP bedriftene har 50 eller færre ansatte.

<sup>ii</sup> Estevão & Sá (2006) og Kugler & Pica (2008) anvender denne metoden i et DiD-oppsatt da tiltaks- og sammenligningsgruppen er henholdsvis store og små bedrifter (der bedrifter karakteriseres som store dersom de sysselsetter 25 eller flere ansatte). Selv om kontroll- og behandlingsgruppen i denne oppgaven er henholdsvis ikke-AFP og AFP bedrifter, vil dette i praksis også være et spørsmål om store og små bedrifter ettersom AFP bedriftene i gjennomsnitt har 40 arbeidstakere mer enn ikke-AFP bedriftene. Uavhengig av bedriftsstørrelse kan det dessuten være sykluser som påvirker de to gruppene forskjellig og bør derfor kontrolleres for.

spesifikke før og etter effekter, noe som bidrar med informasjon om estimert kausaleffekt er spuriøs. Likning 8 representeres grafisk i appendiks 7:

$$(8) \quad y_{it} = \alpha + \sum_{t=2}^T \rho d_t + \sum_{t=2}^T \partial d_t \times AFP_i + X'_{it} \beta + \varepsilon_{it}$$

Dersom  $\partial$  er signifikant forskjellig fra null ved en to-side hypotesetest, samt at estimatoren er forskjellig fra null i årene før aldersgrensen ble redusert, gjenspeiler estimatorene ulik trend mellom AFP og ikke-AFP bedriftene. Anta for eksempel at  $\partial$  er signifikant og øker for hvert år fra og med 1995 og frem til 2000. Mens DiD estimatoren i likning 2 over impliserer at økningen skjedde som følge av tiltaket, fanger  $\partial$  imidlertid opp trender før reformen. Det betyr at økningen etter all sannsynlighet ville skjedd uavhengig av tiltaket.

## 5.2.2 Lineær sannsynlighetsmodell

Anta den grunnleggende DiD-modellen:

$$(9) \quad E[y_{it} = 1 | T_t, AFP_i, T_t \times AFP_i] = \alpha + \rho T_t + \sigma AFP_i + \delta T_t \times AFP_i + \varepsilon_{it}$$

der  $y$  er en binærvariabel som tar verdien 1, betinget på kontrollvariablene i modellen, og 0 ellers: Dersom bedrift  $i$  i tidspunkt  $t$  har ansatte i den respektive aldersgruppen som studeres, tar  $y$  verdien 1 og 0 ellers. Konstantleddet  $\alpha$  er sannsynligheten for at ikke-AFP bedriftene har ansatte i aldersgruppen som studeres i perioden før reformen.  $T_t$  er fremdeles en dummy som tar verdien 1 dersom perioden etter tiltaket og 0 ellers.  $AFP_i$  tar verdien 1 dersom bedrift  $i$  er en AFP-bedrift og 0 ellers. Interaksjonsleddet  $T_t \times AFP_i$  er på samme måte som tidligere lik 1 dersom det er en AFP-bedrift i perioden er etter tiltaket.  $\varepsilon_{it}$  er det stokastiske feilleddet som antas å være uavhengig av alle høyresidevariablene for alle  $t$ .

Likningen 9 antar at  $Pr(y = 1)$ , det vil si sannsynligheten for suksess, er en lineær funksjon av kontrollvariablene. Derfor kalles modellen også for en lineær sannsynlighetsmodell og kan enkelt estimeres med MKM. Helningskoeffisientene tolkes som marginaleffekter, det vil si endring i prosentpoeng. Koeffisienten  $\delta$  er kausaleffekten

vi er interessert i og tolkes nå som endring i sannsynlighet for at AFP-bedriftene har ansatte i den respektive aldersgruppen som studeres som følge av redusert AFP-aldersgrense:

$$(10) \quad \hat{\delta} = \left[ \left( Pr(y_{it} = 1)_{AFP,post} - Pr(y_{it} = 1)_{AFP,pre} \right) - \left( Pr(y_{it} = 1)_{ikke-AFP,post} - Pr(y_{it} = 1)_{ikke-AFP,pre} \right) \right]$$

Første parentes på høyre side av likningen er differansen i sannsynlighet for suksess før og etter tiltaket for AFP bedriftene. Den andre parentesen er den tilsvarende sannsynlighetsforskjellen for de to periodene, men for ikke-AFP bedriftene. Differansen mellom de to parentesene er derfor forskjellen-i-forskjellen for de to gruppene, før og etter tiltaket.

En svakhet med modellen er at helningskoeffisientene ikke er begrenset til å ligge i intervallet mellom 0 og 1. Siden koeffisientene tolkes som sannsynligheter, er det meningsløst å tolke estimatorer som enten er negative eller større enn 1. Alternativt kunne man benyttet en probit eller logit modell da disse legger restriksjoner om at koeffisientene skal ligge i intervallet 0 og 1. Siden de fleste kontrollvariablene er binære i denne oppgaven, vil modellen være "saturated". Det vil si at den lineære sannsynlighetsmodellen vil fullkomment estimere koeffisientene, slik at noe mer komplekse optimeringsrutiner som probit og logit forbedrer ikke resultatene (Angrist & Krueger, 2001).

Feilledet til sannsynlighetsmodellen er beheftet med heteroskedastisitet, noe som bidrar til at man ikke kan si noe om statistisk inferens på grunn av usikre t- og F-verdier<sup>i</sup>. Av denne grunn rapporteres standardfeil som er robust mot heteroskedastisitet (og seriekorrelasjon).

Utover å estimere den grunnleggende modellen, inkluderes en modell med alle kontrollvariablene (bedriftsstørrelse, region- og sektoreffekter, region- og sektorspesifikke periodeeffekter, inntekt og andelen menn) gitt ved vektoren  $X'_{it}$ , der  $\beta$  er de tilhørende koeffisientene. Disse inkluderes for å ta høyde for sjokk som kan påvirke regioner og sektorer forskjellig:

---

<sup>i</sup> Se for eksempel Wooldridge (2009) s. 236.

$$(11) \quad E[y_{it} = 1 | D_t, AFP_i, D_t \times AFP_i, X'_{it}] = \alpha + \rho T_t + \sigma AFP_i + \delta T_t \times AFP_i + X'_{it} \beta + \varepsilon_{it}$$

Videre inkluderes også modellen som tillater at AFP og ikke-AFP har forskjellig sysselsettingstrend som følge av økonomiske sykluser, der  $\tau$  fanger opp AFP-sykliske effekter.

$$(12) \quad E[y_{it} = 1 | d_t, AFP_i, D_t \times AFP_i, X'_{it}, KONJ_t \times AFP_i] = \\ \alpha + \rho D_t + \sigma AFP_i + \delta D_t \times AFP_i + X'_{it} \beta + \sum_{t=1}^T \tau KONJ_t \times AFP_i + \varepsilon_{it}$$

# Kapittel 6

## Data

### 6.1 Utvalget

Datasettet som benyttes i oppgaven består av individbaserte registerdata fra Statistisk Sentralbyrås forløpsdatabase, FD-Trygd. Databasen inneholder opplysninger for hele den norske populasjonen fra og med 1992, og er knyttet opp mot flere ulike kilder som inneholder informasjon om demografi, pensjoner og trygd, sysselsetting, inntekt og utdanning. Data inneholder opplysninger om arbeidsgiver- og næringstilknytning for hvert individ. I denne sammenheng kan arbeidsgivernummeret utnyttes til å kartlegge bedriftene i Norge. Siden problemstillingen tar utgangspunkt i å undersøke virkningen av redusert aldersgrense i AFP-ordningen på sysselsetting av yngre og eldre arbeidstakere, anvendes basen derfor til å konstruere paneldata på bedriftsnivå for perioden 1995 til 2000<sup>i</sup>. I løpet av denne tiden ble aldersgrensen redusert to ganger. Høsten 1997 ble den først redusert fra 64 til 63 år, og 1. mars 1998 ble alderen ytterligere redusert til 62 år. Aldersendringene gir en anledning til å utnytte DiD rammeverket for å undersøke kausaleffekten på sysselsettingen av eldre og yngre arbeidstakere blant bedrifter i Norge.

I analysen er tidsdimensjonen kategorisert i to perioder, før og etter aldersendringen i AFP-ordningen. Før-perioden i DiD-oppsettet betegner årene 1995, 1996 og 1997. Høsten 1997 ble aldersgrensen redusert til 63 år, men dette året tas likevel med som en før-periode. Dette har å gjøre med hvordan arbeidsstyrken til bedriftene er definert i datasettet. FD-Trygd har opplysning om dato arbeidsforholdet begynte, og hvilken dato det tok slutt. For å kartlegge bedriftenes arbeidsstyrke er 1.mai valgt som

---

<sup>i</sup> Fordi arbeidsgivernummer ble endret fra 1994 til 1995, er det ikke mulig å anvende data for perioden fra 1992 til og med 1994. Dette svekker også identifisering av AFP-bedriftene som drøftet i avsnitt under.

en felles dato for alle individ. Det vil si at dersom et individ er sysselsatt denne datoen har han/hun fått verdien 1 (og 0 ellers). På denne måten vet man hvem som var sysselsatte i de respektive bedriftene. Det impliserer også at 1997 kan inngå som en førperiode ettersom aldersgrensen ble redusert til 63 år 6 måneder senere. Tilsvarende inngår 1998 i etter-perioden til tross for at AFP-aldersgrensen ble redusert til 62 år samme år. De resterende årene 1998, 1999 og 2000, fungerer som etter-perioden i analysen.

Analysen er avgrenset til å omfatte bedrifter i privat sektor, blant annet for å oppfylle kravet til mest mulig likhet mellom tiltaks- og sammenligningsgruppen. Dessuten er offentlig sektor i sin helhet omfattet av AFP-ordningen. Det fantes dermed ikke noe naturlig sammenligningsgrunnlag for denne delen av arbeidslivet. Sektoren representerer for øvrig en betydelig overvekt av kvinner, og fordi kvinner og menn har forskjellig tilknytning til arbeidslivet, er det uheldig å sammenligne utfall i sysselsettingen mellom AFP og ikke-AFP bedrifter<sup>1</sup>. Av denne grunn holdes offentlig sektor utenfor denne analysen.

### 6.1.1 Kartlegging av AFP bedriftene

Tilgjengelige data gir ikke informasjon om en bedrift er med i AFP-ordningen eller ikke. I det følgende gis en beskrivelse av hvordan AFP-bedrifter er identifisert for denne analysen. Etersom observasjonsenheten i analysen er bedrifter, er disse identifisert ved hjelp av arbeidsgivernummeret tilknyttet hvert individ i datasettet. Slik finner vi også alle de ansatte i hver bedrift. I tillegg inneholder individopplysningene informasjon om, og når, arbeidstakere tok ut AFP-pensjon. Vi tar utgangspunkt i at denne informasjonen langt på vei kan avdekke hvilke bedrifter som har AFP-tilknytning.

Til dette er det knyttet en rekke utfordringer når bedriftene skal sorteres i henhold til AFP-tilknytning. FD-Trygd har individopplysninger fra og med 1992, men på grunn av at arbeidsgivernummer som er knyttet opp mot hvert individ ble endret i 1995, kan ikke data før årene 1995 knyttes til senere år. Dette har blant annet sammenheng med at man ikke med sikkerhet kan identifisere bedriften individet arbeidet i før 1995 som den samme i periodene etter. Av denne grunn omfatter datasettet som benyttes i oppgaven sysselsatte i Norge mellom 16 og 70 år fra og med 1995. Dersom det hadde

---

<sup>1</sup> For eksempel viser ikke-rapportert statistikk fra FD-trygd datasettet at andelen kvinner i offentlig sektor utgjør i overkant av 60 prosent, mens denne andelen er i underkant av 40 prosent i privat sektor.

vært mulig å benytte data fra 1992 ville AFP bedriftene med større sikkerhet vært identifisert for perioden som benyttes i oppgaven. Dette har å gjøre med at man da hadde hatt en lengre tidsperiode til å fange opp hvilke bedrifter som er tilknyttet AFP. Arbeidsgivernummeret/bedriften har heller ikke opplysning om – og når – den fikk AFP-tilknytning. Både mangel på direkte opplysning om AFP-status og tidspunkt for AFP-status åpner derfor for to fremgangsmåter for å identifisere bedriftene. Det følger av dette at man må foreta noen valg i tilknytning til antakelser om når AFP-bedriftene fikk AFP-status.

Den første måten er å anta at bedriftene hadde AFP-status for alle årene i datasettet før den første arbeidstakeren gikk av med AFP-pensjon. En åpenbar svakhet med denne metoden er at bedrifter kan ha kommet innunder AFP-ordningen i årene etter 1995. Den andre måten er å kategorisere bedrifter med AFP-rettigheter fra og med det første året en av arbeidstakerne i bedriften gikk av med AFP. På denne måten vil man være helt sikker på at bedriften har AFP-status.

Sistnevnte måte kan imidlertid være noe restriktiv ettersom mange bedrifter kan ha arbeidstakere som ikke har nådd tidligpensjonsalderen, ikke oppfyller de individuelle kravene til AFP eller av andre årsaker ikke har hatt arbeidstakere som har gått av med tidligpensjon. Av denne grunn kan bedriften ha vært tilknyttet AFP også årene før. Dessuten er en konsekvens av sistnevnte metode at man vil ha en sterk vekst i AFP-bedrifter for hele perioden fra 1995 til 2000, noe som også er sterkt utslagsgivende for resultatene<sup>1</sup>. Det virker uansett urimelig med en sterk vekst i antall AFP-bedrifter ettersom ordningen innen 1999 allerede hadde eksistert i 10 år. Av denne grunn er førstnevnte metode foretrukket, det vil si at en bedrift er gitt AFP-status for alle årene mellom 1995 og 2000 dersom en arbeidstaker gikk av med AFP-pensjon i ett av årene.

Med denne fremgangsmåten står jeg initielt med nærmere 10.000 AFP-bedrifter og 26.000 ikke-AFP bedrifter. Bedrifter er kun med dersom de har eksistert i hele perioden, det vil si før og etter AFP-aldersgrensen ble redusert. På denne måten utgjør datasettet et balansert paneldata. Det er flere fordeler med dette. Først og fremst fjernes mye usikkerhet knyttet til særskilte trender i sysselsettingen blant ikke-AFP bedriftene. AFP bedriftene er ofte store (målt i antall ansatte) og veletablerte, mens ikke-AFP

---

<sup>1</sup> Man fanger kun opp de bedriftene som hadde eldre arbeidstakere som gikk av med tidligpensjon. Kausaleffekten av endring i AFP-aldersgrensen på sysselsetting av eldre arbeidstakere kan derfor være overestimert.

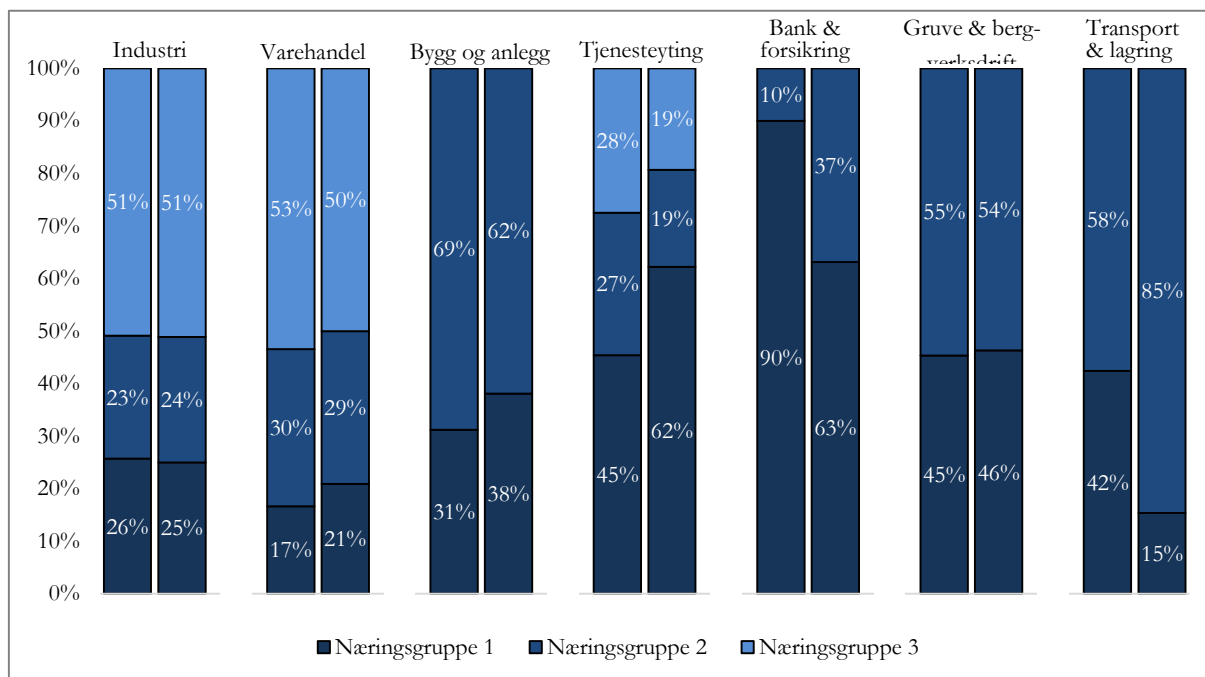


bedriftene er langt mindre og har en hyppigere entry-exit i markedene. I tillegg unngår man at bedrifter selekterer seg inn til AFP-ordningen, eksempelvis for å kvitte seg med eldre arbeidstakere, i perioden AFP-aldersgrensen ble redusert.

## 6.2 Deskriptiv analyse

Bedriftene i privat sektor er inndelt etter SSBs standard næringsgruppering (SN2002). De største sektorene som er representert i datasettet er gjengitt i figur 6.1. Figuren viser sammensetningen av AFP og ikke-AFP bedrifter innen den respektive sektoren. Som det fremgår er hver hovednæring inndelt i to eller tre næringsgrupper. Første søyle innenfor en hovednæring representerer AFP bedrifter, mens den andre viser fordelingen av ikke-AFP bedrifter innen samme sektor. Siden hensikten i kapittel 7 er å undersøke kausaleffekten av endret AFP-aldersgrense på sysselsetting innen de forskjellige hovednæringene, er det viktig med en forholdsvis lik fordeling av bedrifter innen en hovednæring mellom tiltaks- og sammenligningsgruppen. Dersom det motsatte var tilfelle, ville man stått i fare for å sammenligne sysselsetting over forskjellige næringer. Transport & lagring sektoren tjener som eksempel på dette. Sektoren viser at ikke-AFP bedriftene har en høyere andel innen næringsgruppe 2. Dette har blant annet sammenheng med at en stor del av ikke-AFP bedriftene i sektoren er tilknyttet taxi næringen, mens AFP bedriftene består av buss og annen tungtransport. En implikasjon av skjevfordelingen i et DiD-oppsett er at man sammenlikner sysselsettingstrender i to forskjellige næringsgrupper. Dermed står man i fare for å fange opp næringsspesifikke sykliske effekter istedenfor redusert aldersgrense i AFP-ordningen dersom konjunkturer påvirker taxi- og buss/tungtransport bransjen forskjellig. Utover at Bank & forsikring også viser noe skjevfordeling er imidlertid sammensetningen av bedrifter forholdsvis den samme.

Figur 6.1: Sammensetning av AFP og ikke-AFP bedrifter etter næringsgrupper og sektortilknytning



Hvert søylepar representerer en sektor. Den første søylen i hver sektor representerer AFP bedrifter, mens den andre representerer ikke-AFP bedrifter. For hver søyle er fordelingen etter næringsgrupper oppgitt, der næringsgruppene er inndelt i tre eller to kategorier. Eksempelvis er varehandel en hovednæring, der næringsgruppene representerer bransier innen varehandelssektoren.

Karakteristikkene ved bedriftene som er inkludert i analysen er presentert i tabell 6.1 og 6.2. Tabellene viser endringer for utvalgte kjennetegn ved bedriftene og de ansatte både før og etter aldersgrensen i AFP-ordningen ble redusert. Informasjon om ansatte er samlet i tabell 6.1, og det er særlig ett forhold som skiller AFP og ikke-AFP bedriftene i denne tabellen. Mens AFP bedriftene i gjennomsnitt har 56 ansatte, er den gjennomsnittlige arbeidsstyrken i en ikke-AFP bedrift 16 ansatte. Dessuten er arbeidsstyrken til sistnevnte i gjennomsnitt 5 år yngre enn arbeidsstyrken til AFP bedriftene. Som det fremgår av tabellen er andelen yngre mellom 16 og 29 år høyere blant ikke-AFP gruppen, der forskjellen utgjør omtrent 12 prosentpoeng for ansatte mellom 20 og 29 år. Samtidig gir tabellen indikasjon på en aldrende arbeidsstyrke. Mellom de to periodene "før" og "etter" faller andelen yngre, mens andelen ansatte mellom 30 og 61 år øker. Til dette opplever ikke-AFP bedriftene den sterkeste veksten for denne gruppen med en endring på 4 prosentpoeng (3 prosentpoeng for AFP bedriftene).

I tabell 6.2 er det blant annet samlet opplysninger om bedriftsstørrelse (antall ansatte) og sektorsammensetning. Tabellen understreker ulikhetene mellom AFP og ikke-

Tabell 6.1: Deskriptiv statistikk for ansatte etter AFP-tilknytning, før og etter tiltak

Variabler	AFP		Ikke-AFP	
	Før tiltak	Etter tiltak	Før tiltak	Etter tiltak
Ansatte				
% menn	0.622 (0.30)	0.624 (0.30)	0.593 (0.31)	0.597 (0.30)
Antall ansatte	56.73 (138.29)	55.97 (140.97)	15.91 (25.96)	16.99 (29.49)
Alder	41.48 (5.61)	41.87 (5.89)	36.27 (6.48)	37.39 (6.69)
Inntekt (100')	2162 (638)	2548 (799)	2159 (938)	2587 (1135)
% 16-19 år	0.027 (0.064)	0.030 (0.068)	0.056 (0.111)	0.057 (0.110)
% 20-24 år	0.078 (0.096)	0.066 (0.089)	0.138 (0.153)	0.111 (0.134)
% 25-29 år	0.109 (0.095)	0.098 (0.097)	0.157 (0.136)	0.145 (0.131)
% 30-45 år	0.383 (0.157)	0.392 (0.166)	0.398 (0.208)	0.405 (0.203)
% 46-61 år	0.347 (0.170)	0.367 (0.189)	0.227 (0.185)	0.259 (0.196)
% 62-70 år	0.057 (0.091)	0.048 (0.086)	0.024 (0.057)	0.024 (0.058)
<i>N (firma-periode)</i> <i>observasjoner</i>	29604	29604	78579	78579

Standardavvik i parentes.

AFP bedriftene med tanke bedriftenes størrelse. Om lag 43 prosent av ikke-AFP bedriftene har mindre enn 10 ansatte, mens majoriteten har mellom 10 og 49 ansatte. I motsetning består AFP-bedriftene av ansatte mellom 10 og 500 personer, der andelen bedrifter med mellom 50 og 500 ansatte er betydelig høy. Utover dette er 25 prosent av AFP bedriftene tilknyttet industrisektoren, mens dette gjelder bare 12,5 prosent for ikke-AFP bedriftene. I sistnevnte gruppe er den største andelen bedrifter i varehandelssektoren. Dette er også i tråd med Røed & Haugen (2003) som viser at bedriftene som ikke har AFP-rettigheter i stor grad er små og mellomstore bedrifter tilknyttet varehandelssektoren, hvor særlig detaljhandelen utgjør den store majoriteten med ansatte under 30 år.

Videre illustrerer figur 6.2 til 6.4 endringene i andelen ansatte etter aldersgrupper i AFP og ikke-AFP bedriftene over tid. For hvert år summeres andelen til 1 slik at man kan se hvilke aldersgrupper som øker, reduseres eller er konstant over tid. Her berører vi også problemstillingen i denne analysen: er det noe som tyder på at andelen yngre har økt i forhold til eldre blant AFP bedriftene etter at AFP-aldersgrensen ble redusert, og hvordan er utviklingen for ikke-AFP bedriftene? Dersom substitusjonshypotesen holder, dvs. at bedriftene ansetter yngre som følge av at eldre frigjør arbeidsplasser gjennom

Tabell 6.2: Deskriptiv statistikk for bedrifter etter AFP-tilknytning, før og etter tiltak

Variabler	AFP		Ikke-AFP	
	Før tiltak	Etter tiltak	Før tiltak	Etter tiltak
Bedrift				
% AFP bedrifter	0.274	-	0.726	-
<10 ansatte	0.190 (0.392)	0.217 (0.412)	0.450 (0.497)	0.410 (0.492)
10-49	0.550 (0.498)	0.524 (0.499)	0.513 (0.500)	0.549 (0.497)
50-99	0.134 (0.341)	0.136 (0.343)	0.028 (0.164)	0.030 (0.171)
100-499	0.114 (0.318)	0.110 (0.314)	0.009 (0.094)	0.010 (0.090)
> 500	0.012 (0.109)	0.0122 (0.110)	0.000 (0.012)	0.000 (0.234)
Industri	0.250 (0.433)	-	0.125 (0.331)	-
Bank & forsikring	0.040 (0.195)	-	0.027 (0.162)	-
Bygge- & anlegg	0.095 (0.293)	-	0.097 (0.296)	-
Transport & lagring	0.064 (0.244)	-	0.058 (0.233)	-
Varehandel	0.220 (0.414)	-	0.385 (0.487)	-
Annet	0.332 (0.471)	-	0.310 (0.462)	-
<i>N (firma-periode)</i> <i>observasjoner</i>	29604	29604	78579	78579

Standardavvik i parentes.

AFP-ordningen, skulle man forvente et "hopp" i andelen sysselsatte yngre ettersom andelen sysselsatte eldre faller for AFP-bedriftene. Figurene tegner imidlertid ikke et slikt bilde.

Figur 6.4 viser at andelen ansatte eldre mellom 62 og 70 år faller med om lag 1 prosentpoeng for AFP-bedriftene mellom "før" og "etter" perioden<sup>i</sup>. Andelen ansatte yngre øker ikke i perioden etter tiltaket. Faktisk observeres det motsatte: andelen yngre mellom 16 og 29 år faller. Til tross for fallet, opplever likevel andelen yngre mellom 16 og 19 år en svak økning i samme periode som andelen eldre faller. Dette synes likevel ikke å ha noe sammenheng med tiltaket ettersom de samme trendene blant yngre observeres i figur 6.3 blant ikke-AFP bedriftene. Samtidig tegner figurene et bilde av en aldrende arbeidsstyrke, der særlig ansatte mellom 46 til 61 år synes å stå for den største økningen.

I tabell 6.3 presenteres også endringer i gjennomsnittlig antall ansatte, samt gjennomsnittlig sysselsetting av nye ansatte per bedrift. For aldersgruppene 16-19 år, 30-

<sup>i</sup> Sammenliknet med 1995 utgjør dette en reduksjon på omtrent 19 prosent. For eksempel arbeidet det i 1995 13023 personer i aldersgruppen 62 til 70 år i bedriftene med AFP-rettigheter. I 2000 var sysselsettingen for denne aldersgruppen redusert med om lag 2500 personer.

45 år og 46-61 år øker antall ansatte for både AFP og ikke-AFP bedriftene mellom de to periodene "før" og "etter". Alle bedriftene opplever imidlertid et fall i antall sysselsatte yngre mellom 20 og 24 år. AFP-bedriftene opplever en betraktelig reduksjon i ansatte mellom 25-29 år, mens blant ikke-AFP bedriftene øker denne gruppen svakt. Blant eldre arbeidstakere faller sysselsettingen med nærmere 18,5 prosent blant AFP bedriftene, mens nivået er uendret for ikke-AFP bedriftene.

Videre er det færre nye ansatte for både AFP og ikke-AFP bedriftene i perioden etter AFP-aldersgrensen ble redusert for de fleste aldersgruppene (nye ansatte mellom 16 og 19 år er et unntak)<sup>i</sup>. Dette kan ha sammenheng med at norsk økonomi opplevde sterk oppgangskonjunktur mellom 1995 og 1998 som ble etterfulgt av fall i veksten for det årlige bruttonasjonalproduktet (BNP) på 1,7 prosentpoeng. Det er derfor ikke uventet at gjennomsnittlig antall nye ansatte per bedrift faller mellom de to periodene ettersom det er en negativ korrelasjon mellom arbeidsledighet og vekst i BNP. Tabell 6.3 gir heller ingen tydelige indikasjoner på at AFP bedriftene ansatte flere yngre som følge av fallet i antall eldre arbeidstakere sammenlignet med ikke-AFP bedriftene. Det er likevel nødvendig med en regresjonsanalyse for å si noe om kausale effekter og inferens.

Samtidig er det viktig å være oppmerksom på konsekvensene av forskjellen i antall ansatte mellom AFP og ikke-AFP bedriftene i en DiD analyse. Etersom førstnevnte gruppe har langt flere ansatte i alle aldersgruppene, vil antall ansatte i aldersgruppene variere langt mer enn ikke-AFP bedrifter fra år til år som følge av blant annet økonomiske sykluser. I DiD-rammeverket er det ikke hensiktsmessig å sammenlikne sysselsettingstrender der tiltaks- og sammenligningsgruppen er såpass forskjellige. For å oppfylle kravet om samme trend på best mulig måte, utelates derfor bedrifter som har mindre enn 10 eller mer enn 80 ansatte. Ved å velge bort de minste og største bedriftene sikrer dette en mest mulig homogen arbeidsstyrke mtp. antall ansatte. Det vil si at AFP-bedriftene fremdeles er større, men istedenfor at AFP-bedriftene har 40 flere ansatte i gjennomsnitt enn ikke-AFP bedriftene, er dette nå redusert til 10<sup>ii</sup>.

---

<sup>i</sup> Merk at det er færre firma-periode observasjoner sammenliknet med data for gjennomsnittlig antall ansatte. Dette har å gjøre med at data for 1995 ikke kan utnyttes som observasjoner for nye ansatte. Forklaringen ligger i at periode  $t - 1$  benyttes for å identifisere personer som får arbeid i en bedrift i periode  $t$ . Siden utvalget består av observasjoner fra 1995 til 2000, kan alle år utenom 1995 derfor benyttes til å identifisere nye sysselsatte.

<sup>ii</sup> I appendiks A.6 følger en tabell med deskriptiv statistikk for utvalget av bedrifter med mellom 10 og 80 ansatte. Bortsett fra endringer i antall ansatte, viser tabellen lite avvik til variablene sammenlignet med det opprinnelige utvalget (jf. tabell 6.1 og 6.2).

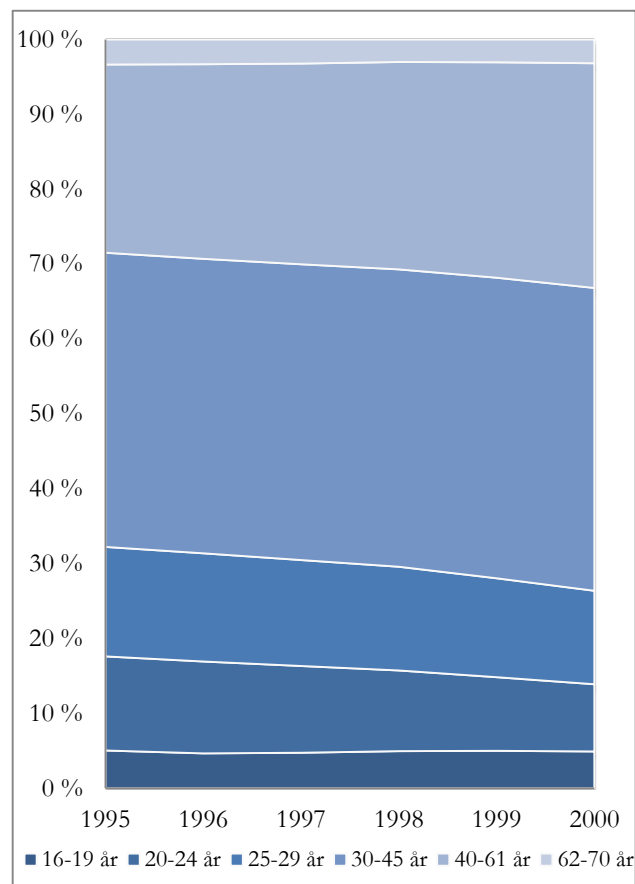
Utover dette påvirkes endringen i antall ansatte for en aldersgruppe fra en periode til den neste også av kohorteffekter. Det vil eksempelvis si at ansatte i aldersgruppen 20 til 24 år "forflyttes" til aldersgruppen 25 til 29 år mellom de to periodene "før" og "etter" i tabell 6.3. Forutsatt at individene i arbeidsstyrken er uendret mellom periodene, er en økning eller reduksjon i antall ansatte for den respektive aldersgruppen en konsekvens av denne kohorteffekten, og ikke nødvendigvis at bedriftene har ansatt flere eller nedbemannet. DiD metoden vil likevel kontrollere for kohorteffekter på samme måte som metoden kontrollerer for endogenitet dersom effektene er de samme for både AFP og ikke-AFP bedriftene.

Tabell 6.3: Gjennomsnittlig antall ansatte etter aldersgrupper og AFP-tilknytning, før og etter tiltak

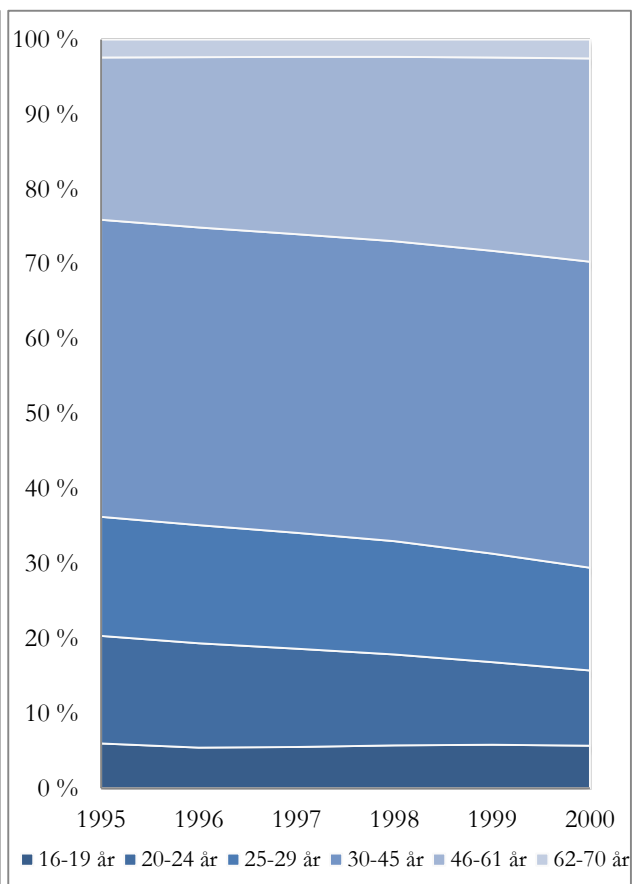
Variabler	AFP		Ikke-AFP	
	Før tiltak	Etter tiltak	Før tiltak	Etter tiltak
Antall ansatte				
16-19 år	1.43 (8.20)	1.63 (10.28)	0.92 (4.34)	1.03 (3.97)
20-24 år	4.47 (15.03)	4.08 (16.64)	2.16 (4.12)	2.02 (4.86)
25-29 år	6.93 (19.93)	6.20 (21.72)	2.55 (4.74)	2.60 (6.04)
30-45 år	24.83 (65.47)	25.20 (65.80)	6.42 (12.24)	6.95 (13.29)
46-61 år	18.49 (44.44)	19.74 (47.66)	3.53 (8.73)	4.05 (9.44)
62-70 år	1.94 (4.13)	1.58 (3.66)	0.34 (0.97)	0.34 (0.88)
<i>N (firma-periode)</i> <i>observasjoner</i>	29604	29604	78579	78579
Antall nye ansatte				
16-19 år	0.90 (4.88)	0.96 (5.21)	0.50 (2.28)	0.53 (1.81)
20-24 år	1.58 (7.10)	1.23 (7.39)	0.66 (1.98)	0.51 (2.10)
25-29 år	1.20 (5.54)	0.97 (5.47)	0.47 (1.60)	0.39 (1.71)
30-45 år	1.74 (6.14)	1.52 (6.25)	0.65 (2.53)	0.55 (2.06)
46-61 år	0.59 (2.36)	0.45 (1.94)	0.21 (1.75)	0.16 (0.78)
62-70 år	0.06 (0.36)	0.04 (0.45)	0.02 (0.16)	0.01 (0.11)
<i>N (firma-periode)</i> <i>observasjoner</i>	19156	29604	52386	78579

Standardavvik i parentes.

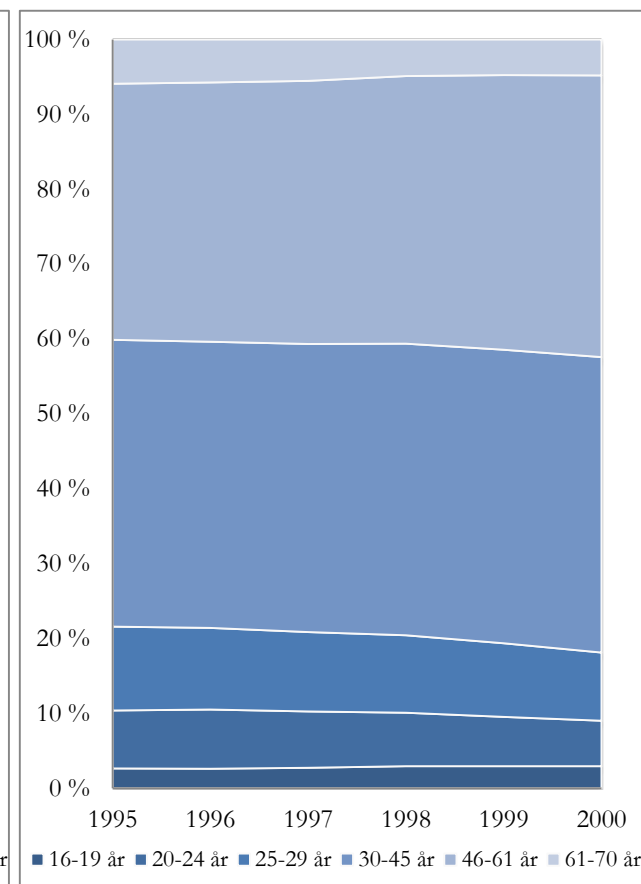
Figur 6.2: Endring i arbeidsstyrkens alderssammensetning for AFP og ikke-AFP bedrifter



Figur 6.3: Endring i arbeidsstyrkens alderssammensetning for ikke-AFP bedrifter



Figur 6.4: Endring i arbeidsstyrkens alderssammensetning for AFP bedrifter



Figurene representerer utvalget av ansatte i norske bedrifter i privat sektor som også er gjengitt i tabell 6.1 over. Figurene viser endringen i alderssammensetningen for fem aldersgrupper.

## 6.3 Variabler

Tabell 6.4: Deskriptiv statistikk for avhengige variabler

Avhengige variabler	Forklaring	Gjennomsnitt	Gjennomsnitt AFP	Gjennomsnitt Ikke-AFP	Min	Max
<i>Sys_16</i>	Antall ansatte personer i alderen 16-19 år per bedrift	1.14 (6.06)	1.59 (9.49)	0.98 (4.17)	0	881
<i>Sys_20</i>	Antall ansatte personer i alderen 20-24 år per bedrift	2.72 (9.25)	4.46 (16.18)	2.10 (4.51)	0	261
<i>Sys_25</i>	Antall ansatte personer i alderen 25-29 år per bedrift	3.72 (12.06)	6.86 (21.27)	2.58 (5.43)	0	1554
<i>Sys_30</i>	Antall ansatte personer i alderen 30-45 år per bedrift	11.55 (36.46)	25.02 (65.63)	6.69 (12.78)	0	2232
<i>Sys_46</i>	Antall ansatte personer i alderen 46-61 år per bedrift	7.86 (25.88)	19.11(46.06)	3.79 (9.10)	0	1675
<i>Sys_62</i>	Antall ansatte personer i alderen 62-70 år per bedrift	0.70 (2.23)	1.77 (3.87)	0.32 (0.88)	0	42
<i>Ny_sys_16</i>	Antall nye ansatte personer i alderen 16-19 år per bedrift	0.63 (3.13)	0.94 (5.08)	0.52 (2.01)	0	417
<i>Ny_sys_20</i>	Antall nye ansatte personer i alderen 20-24 år per bedrift	0.78 (4.15)	1.37 (7.28)	0.57 (2.05)	0	579
<i>Ny_sys_25</i>	Antall nye ansatte personer i alderen 25-29 år per bedrift	0.59 (3.18)	1.06 (5.50)	0.42 (1.66)	0	420
<i>Ny_sys_30</i>	Antall nye ansatte personer i alderen 30-45 år per bedrift	0.86 (3.76)	1.60 (6.61)	0.59 (2.26)	0	389
<i>Ny_sys_46</i>	Antall nye ansatte personer i alderen 16-19 år per bedrift	0.27 (1.54)	0.51 (2.12)	0.18 (1.26)	0	339
<i>Ny_sys_62</i>	Antall nye ansatte personer i alderen 62-70 år per bedrift	0.02 (0.24)	0.05 (0.41)	0.01 (0.13)	0	56

Standardavvik i parentes



Tabell 6.5: Deskriptiv statistikk for uavhengige variabler

Uavhengige variabler	Forklaring	Gjennomsnitt	Gjennomsnitt AFP	Gjennomsnitt Ikke-AFP	Min.	Max.
<i>AFP</i>	Dummyvariabel som er lik 1 dersom bedriften er tilknyttet AFP	-	-	-	0	1
<i>Post1998</i>	Periode dummy som er lik 1 dersom etter 1998	-	-	-	0	1
$\sum_{t=1995}^{2000} d_t$	Periode dummy for hvert år, der 1995 er basiskategori	-	-	-	0	1
$\sum_{s=1}^{19} Sektor$	Dummyvariabel for hver sektor, der alle bedrifter uten informasjon om sektortilknytning er basiskategori	-	-	-	0	1
$\sum_{r=1}^{20} Region$	Dummyvariabel for hvert fylke, der Østfold er basiskategori	-	-	-	0	1
<i>Inntekt</i>	Gjennomsnittlig pensjonsgivende inntekt for alle ansatte per bedrift (100')	2337 (985)	2371 (730)	2380 (1063)	0	55327
<i>Alder</i>	Gjennomsnittlig alder	38.00 (6.61)	41.42 (5.37)	36.76 (6.58)	16.4	65.0
<i>kjønn</i>	Relativt forhold mellom kvinner og menn i bedriftene, 1=mann og 2=kvinne	1.40 (0.30)	1.38 (0.29)	1.41 (0.31)	1	2
<i>Konj_AFP</i>	AFP sykliske effekter (BNP årlig vekst i realpriser)	-	0.04 (0.01)	-	0.02	0.06
<i>Bedr_str</i>	Bedriftsstørrelse, målt etter antall ansatte <sup>1</sup>	27.70 (79.33)	58.80 (142.29)	16.45 (27.77)	5	6202

Standardavvik i parentes

<sup>1</sup> Alle små foretak med under 5 ansatte er utelatt fra utvalget.

## 6.4 Funksjonsform

Denne analysen anvender avhengige variabler som er gitt ved antall ansatte etter aldersgrupper per bedrift, samt at de fleste forklaringsvariablene er dikotome. Dette innebærer at koeffisientene tolkes som gjennomsnittlig endring i antall sysselsatte. Utover å benytte antall sysselsatte som avhengig variabel, kan variablene alternativt transformeres til logaritmer eller andeler. Variabler som er transformert til logaritmer har den egenskapen at dersom estimatorene multipliseres med 100, så tolkes koeffisientene som endring i prosent. Dersom variablene transformeres til andeler, tolkes estimatorene som endring i prosentpoeng. Begge transformasjonene er appellerende ettersom tolkningene er enkle og intuitive.

På grunn av fordelingen og egenskapene til de avhengige variablene er imidlertid avhengige variabler gitt ved antall sysselsatte per bedrift foretrukket. Dette har å gjøre med at arbeidsstyrken til en bedrift er inndelt i aldersgrupper, og det vil dermed alltid være bedrifter som ikke har ansatte i en eller flere aldersgrupper. Variabelen for antall ansatte for bedriftene vil dermed ha verdien 0. En utfordring ved å benytte logaritmer er at alle 0-verdier ikke regnes med, noe som resulterer i at mange observasjoner utelukkes i modellen. Dette gjør det lite attraktivt å benytte logaritmer i denne analysen.

Dersom den avhengige variabelen transformeres til andeler, står man overfor utfordring knyttet til en omvendt korrelasjon mellom aldersgruppene. Anta eksempelvis at for hver bedrift så kategoriseres arbeidsstyrken etter unge og gamle arbeidstakere, der arbeidstakere over 45 utgjør de eldre, mens alle under 45 år utgjør de yngre. Til sammen vil de to variablene summeres til 1. Når andelen sysselsatte eldre faller, må det være slik at andelen sysselsatte yngre øker. Det er med andre ord en negativ korrelasjon mellom de to gruppene. En implikasjon er at alle de avhengige variablene er gjensidig bestemt av hverandre dersom aldersgruppene er i andeler. Selv om forskjellige fremgangsmåter er tilgjengelige for å estimere gjensidig avhengige variabler, utnytter de fleste metodene ikke paneldataegenskapene<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> Zellner (1962) beskriver en metode han kaller "seemingly unrelated regression". Metoden tar hensyn til at feilleddene til de avhengige variablene er korrelerte (i statistikkprogrammet Stata benyttes kommandoen 'sureg'). Metoden utnytter imidlertid ikke paneldataegenskapene i utvalget ettersom sureg-kommandoen kombinert med DiD estimering behandler data som sammenslåtte tverrsnittsdata.

# Kapittel 7

## Resultater

I det følgende presenteres resultatene for sysselsetting av forskjellige aldersgrupper basert på en differanse-i-differanse analyse. I første omgang presenteres estimatene for antall ansatte før og etter aldersgrensen i AFP-ordningen ble redusert. Disse resultatene tar ikke hensyn til den kontinuerlige fra- og tilstrømning av arbeidskraft, men er basert på en enkel sammenligning av det gjennomsnittlige sysselsettingsnivået per bedrift for den respektive aldersgruppen. Deretter presenteres resultatene for tilstrømningen av nye ansatte før og etter tiltaket. Som drøftet i forrige kapittel er et utfallsmål som *gjennomsnittlig sysselsetting* ikke tilstrekkelig for å fange opp eventuelle substitusjonsforhold mellom aldersgruppene, både fordi kohorteffekter kan forstyrre resultatene, og fordi man ikke tar hensyn til nye ansettelser. Av denne grunn kan nyansettelser være en bedre variabel for å teste om "Lump of labor" substitusjonshypotesen har noe for seg. Da kan vi fange opp om bedriftene erstatter eldre med yngre, enten som en forflytning internt i bedriftene eller som nyansettelser.

### 7.1 DiD analyse for gjennomsnittlig antall ansatte

I tabell 7.1 og 7.2 er resultatene for aldersgruppene kategorisert fra panel A til D. Hvert panel har 6 modellspesifikasjoner som etter tur og orden kontrollerer for faktorer som er forventet å påvirke sysselsetting. Modell (6) er en enkel DiD modell som kun undersøker den kortsiktige effekten av redusert AFP-aldersgrense på antall ansatte for de ulike aldersgruppene. Det vil si at det er differansen i den gjennomsnittlige sysselsettingen for AFP og ikke-AFP bedriftene som sammenlignes per 1. mai 1997 og 1. mai 1998. Alle spesifikasjonene er estimert med fast-effekt metoden. For hvert panel og modell presenteres to variabler: *Post1998* som er en periodedummy som fanger opp en sysselsettingstrend som er felles for AFP og ikke-AFP bedriftene, samt interaksjonsleddet  $Post\ 1998 \times AFP$ . Forutsatt at sistnevnte er uavhengig av feilledet, dvs. at samme

trend antakelsen holder, tolkes den tilhørende koeffisienten som kausaleffekten av redusert aldersgrense i AFP-ordningen og endring i antall ansatte for den respektive aldersgruppen. Samtidig er det inkludert en rad for hvert panel som også viser endringen i antall ansatte relativ til perioden før tiltaket, det vil si prosentandelen en gruppe har økt eller falt på bakgrunn av redusert AFP-aldersgrense.

Panel A i tabell 7.1 viser kausaleffekten av redusert AFP-aldersgrense på antall eldre arbeidstakere. Den første kolonnen viser modellen estimert uten kontroller. Estimater for *Post 1998*  $\times$  *AFP* viser et gjennomsnittlig fall i antall ansatte på nærmere 0,21 personer, og sammenlignet med antall ansatte eldre før tiltaket utgjør fallet 17 prosentandeler. Estimatoren er også statistisk signifikant på 0,1 prosent nivå mot en to-side hypotesetest. I spesifikasjon (2) og (3) inkluderes interaksjon mellom henholdsvis sektorene og alle årene, samt mellom hvert fylke og årene. Disse inkluderes for å ta høyde for trender i sysselsettingen av de ulike aldersgruppene som drives av forskjellige sektorer eller regioner. Det kan eksempelvis hende at en sektor eller region i et gitt år representerer en "outlier" fordi den er mer eksponert for økonomiske sjokk. Etter å kontrollere for region- og sektorspesifikke periodeeffekter er både t-verdi og estimator relativt lite endret sammenliknet med modell (1). I modell (4) tillates AFP og ikke-AFP bedriftene å påvirkes ulikt av den årlige BNP veksten. For eksempel opplevde norsk økonomi mellom 1995 og 1998 en sterk vekst etter en av de kraftigste nedgangskonjunktorene i moderne tid. I denne perioden vokste BNP med 4,2 prosent i gjennomsnitt per år. Mellom 1998 og 2000 falt imidlertid veksten med 1,6 prosentpoeng. Med tanke på at AFP bedriftene i gjennomsnitt har omtrent 10 flere ansatte enn ikke-AFP bedriftene kan veksten før tiltaket, samt fallet i etterkant, ha en sterkere innvirkning på AFP bedriftene. Estimatoren endres imidlertid kun marginalt som følge av antakelse om ulik trend. Spesifikasjon (5) kontrollerer for bedriftsstørrelse, pensjonsgivende inntekt og andelen menn i bedriftene. Også i dette tilfellet er DiD estimator og t-verdi forholdsvis lite endret sammenliknet med modell (1). Til sist viser modell (6) at de fleste eldre som forlot AFP bedriftene gjorde det i året reformen trådte i kraft, men modell (1) gir indikasjon på at det også foregikk et betydelig fall i årene etter reformen. Til dette viser modell (1), som tar hensyn til sysselsettingen fram til år 2000, et ytterligere fall på 5 prosentpoeng.

Fallet i sysselsettingen blant eldre er i tråd med hva som er funnet i tidligere studier. Som drøftet i kapittel 4 har eksempelvis Bratberg et al. (2004) og Røed & Haugen (2003) funnet at AFP-ordningen har bidratt til et betydelig fall blant eldre arbeidstakere.

Derfor er det ikke overraskende at jeg i denne analysen finner at redusert AFP-aldersgrense bidrar til frafall blant eldre arbeidstakere.

I følge "Lump of Labor" hypotesen skulle vi forvente å finne en økning i antall ansatte i yngre aldersgrupper etter at aldersgrensen i AFP-ordningen ble redusert. Resten av tabell 7.1 tar for seg de tre aldersgruppene 16-19 år, 20-24 år og 25-29 år. Panelene følger også modellspekifikasjonene som i panel A, der modell (2) til (6) kontrollerer for forskjellige faktorer.

Det er en positiv sysselsettingstrend av yngre arbeidstakere mellom 16 og 19 år for både tiltaks- og sammenligningsgruppen (Panel B, modell (1)). Det er også en ytterligere økt sysselsetting av personer mellom 16 til 19 år blant AFP bedriftene i de fleste modellene, men de estimerte standardfeilene til koeffisienten i modell (1) og (2) er også for høye til å anslå at økningen er som følge av redusert aldersgrense i AFP-ordningen. Etter å kontrollere for region- og sektoreffekter endres fortegn på *Post1998*, og DiD-estimatoren er noe mer positiv og signifikant på henholdsvis 10 og 5 prosent nivå i modell (3) og (4). Etter å i tillegg kontrollere for de andre faktorene i modell (5) blir DiD-estimatoren usikker med en p-verdi på i overkant av 10 prosent nivå. Både modell (5) og modell (6) mislykkes i å forkaste nullhypotesen om ingen effekt.

Variabelen som fanger opp trenden i sysselsettingen for både tiltaks- og sammenligningsgruppen, *Post1998*, viser at det for aldersgruppen 20-24 år er et fall i antall ansatte mellom de to periodene "før" og "etter". Modell (1) gir indikasjon på at det ikke har vært noen ytterligere økt sysselsetting blant AFP bedriftene da estimatoren viser liten eller ingen effekt. Bortsett fra spesifikasjon (4), hvor det tillates forskjellig trend mellom tiltaks- og sammenligningsgruppen, er ingen av DiD-estimatorene signifikante.

Vi finner en negativ effekt på antall ansatte for aldersgruppen 25-29 år i panel D. Alle DiD-estimatorene er negative, noe som impliserer at redusert AFP-aldersgrense har hatt en negativ effekt på AFP-bedriftene. Med andre ord tolkes dette som at fall i antall eldre arbeidstakere og medført til et fall i antall yngre arbeidstakere mellom 25 til 29 år. Etter å kontrollere for alle faktorer i modell (5), er DiD-estimatoren ikke lenger signifikant. Mye av den negative trenden er også redusert. En variabel som særlig

Tabell 7.1: Effekt på antall ansatte av redusert AFP-aldersgrense på AFP-bedriftene og etter aldersgrupper

Panel A til D	Fast-effekt modeller					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<b>A. 62 – 70 år</b>						
Post 1998	-0.00898 (-1.75)	0.0168 (0.69)	-0.136*** (-3.50)	-0.136*** (-3.50)	-0.0953* (-2.43)	-0.00921* (-2.19)
Post 1998×AFP	-0.211*** (-13.77)	-0.206*** (-13.43)	-0.182*** (-11.79)	-0.177*** (-10.62)	-0.177*** (-10.68)	-0.149*** (-10.82)
Relativ endring fra perioden før	-0.17	-0.16	-0.15	-0.14	-0.14	-0.12
<b>B. 16 - 19 år</b>						
Post 1998	0.112*** (8.26)	0.125* (2.47)	-0.312*** (-4.54)	-0.312*** (-4.54)	-0.0993 (-1.34)	0.110*** (8.87)
Post 1998×AFP	0.0106 (0.48)	0.0141 (0.63)	0.0443 (1.91)	0.0553* (2.25)	-0.0428 (-1.66)	0.00394 (0.20)
Relativ endring fra perioden før	0.01	0.02	0.05	0.07	-0.05	0.00
<b>C. 20 – 24 år</b>						
Post 1998	-0.271*** (-15.49)	-0.222*** (-3.88)	-0.668*** (-8.27)	-0.668*** (-8.27)	-0.437*** (-5.18)	-0.0831*** (-5.51)
Post 1998×AFP	-0.0106 (-0.36)	-0.0136 (-0.46)	0.0401 (1.30)	0.0614 (1.83)	0.00559 (0.16)	-0.00464 (-0.18)
Relativ endring fra perioden før	-0.00	-0.01	0.02	0.03	0.00	-0.00
<b>D. 25 - 29 år</b>						
Post 1998	-0.0112 (-0.61)	-0.0544 (-0.88)	-0.681*** (-8.01)	-0.681*** (-8.01)	-0.122 (-1.62)	0.0928*** (6.31)
Post 1998×AFP	-0.350*** (-10.61)	-0.371*** (-11.21)	-0.252*** (-7.44)	-0.260*** (-7.08)	-0.0287 (-0.89)	-0.149*** (-6.11)
Relativ endring fra perioden før	-0.10	-0.11	-0.07	-0.08	-0.01	-0.04
Region×År	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja	Nei
Sektor×År	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei
AFP sykliske effekter	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei
Andre kontroller <sup>1</sup>	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Nei
Kortsiktig effekt <sup>2</sup>	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja
<i>N (firma-år) observasjoner</i>	125114	125114	125114	125114	125114	42890

t-verdi oppgitt i parentes er robuste mot heteroskedastisitet og clustered over firma/år.

\* signifikant på 5% nivå, \*\* signifikant på 1% nivå, \*\*\* signifikant på 0.1% nivå

<sup>1</sup> Inntekt, bedriftsstørrelse og andelen menn

<sup>2</sup> Enkel DiD modell der sysselsettingsnivået for de respektive aldersgruppene sammenliknes rett før (1.mai 1997) og like etter (1. mai 1998) AFP-aldersgrensen ble redusert.

påvirker resultatene i modell (5) er bedriftsstørrelse. Årsaken til dette kan være

simultanitet mellom den avhengige variabelen og antall ansatte i en bedrift. Det vil si at disse to variablene er gjensidig bestemt av hverandre, noe som også betyr at gjennomsnittlig antall ansatte per bedrift for den respektive aldersgruppen bestemmes av størrelsen på bedriftens arbeidsstyrke og vice versa. Modell (6), som er den kortsiktige effekten av tiltaket, har også en negativ estimator. Til tross for å kontrollere for en rekke faktorer, virker fortegnet og signifikansnivået på estimatoren å være rigid. Det synes urimelig at fall i antall ansatte eldre har bidratt til et fall også blant yngre arbeidstakere i denne aldersgruppen.

En mulig forklaring kan være brudd på samme trend antakelsen mellom AFP og ikke-AFP bedriftene i modellen. For å undersøke dette, benyttes en robusthetssjekk i appendiks A.7 som illustrerer om det er store forskjeller i antall ansatte mellom tiltaks- og sammenligningsgruppen før og etter AFP-aldersgrensen ble redusert. Dersom det er stor variasjon i antall ansatte for de respektive aldersgruppene fra år til år før tiltaket ble innført, svekkes den kausale tolkningen av signifikante DiD-estimatorer. Dette har å gjøre med at det allerede eksisterte trender i utfallsvariabelen før tiltaket.

Figur A.10.1 i appendiks A.7 viser trender for alle aldersgruppene i tabell 7.1. Dersom grafen har mindre variasjoner rundt 0 før tiltaket, men større avvik fra 0 etter reformen, tyder dette på at samme trend antakelsen holder – DiD-estimatoren for den respektive aldersgruppen kan tolkes som kausal. I motsatt tilfelle vil en graf som har større avvik fra 0 før reformen, svekke en kausal tolkning av DiD-estimatoren. Det vil si at endringene i antall ansatte i etterkant av at AFP-aldersgrensen ble redusert, ville hendt uansett. Punktene i figur A.10.1 før reformen kan tolkes som "placebo" tiltak, der de vertikale linjene er 95 prosent konfidensintervall. For aldersgruppen 25-29 år er det en negativ trend allerede før tiltaket da punktene er negative og signifikante. Dette underbygger derfor mistanken om at samme trend antakelsen ikke holder for denne aldersgruppen. Den fallende trenden fortsetter også etter reformen, noe som langt på vei indikerer at DiD-estimatorene i panel D må tolkes som spuriøse.

Videre viser figuren nærmest ingen forskjeller i sysselsettingen av eldre arbeidstakere mellom tiltaks- og sammenligningsgruppen i årene før reformen (punktene er heller ikke signifikante). Dette styrker dermed antakelsen om at AFP bedriftene ville fulgt samme trend som ikke-AFP bedriftene også i årene etter at AFP-aldersgrensen ble redusert dersom den ikke hadde blitt det. Året for reformen faller antall ansatte eldre

kraftig, noe som også fortsetter i årene etter tiltaket. For de andre gruppene er det noen mindre trender som ikke er statistisk signifikante på 5 prosent nivå.

I den lineære sannsynlighetsmodellen i tabell 7.3 inkluderes en modell uten kontrollvariabler og en modell med alle kontrollvariablene for hver aldersgruppe. DiD-estimatorene tolkes som sannsynligheten for at AFP-bedriftene ansetter individer i de respektive aldersgruppene som følge av redusert AFP-aldersgrense. Som det fremgår er det lite som tyder på at sannsynligheten for å ansette yngre øker som følge av at sannsynligheten for at bedriftene ansetter eldre faller. Sannsynligheten for at en AFP bedrift ansetter eldre arbeidstakere mellom 62 og 65 år faller med 4,3 prosentpoeng i modellen med alle kontrollvariabler. Sammenlignet med de andre aldersgruppene er det kun en liten økning i sannsynligheten på 1 prosentpoeng for å ansette yngre mellom 20 og 24 år for AFP bedriftene. Estimatorene er imidlertid ganske usikker da den knapt er signifikant på 10 prosent nivå mot en to-side hypotesetest. Med andre ord er det lite som indikerer at AFP bedriftene ansetter flere yngre arbeidstakere i perioden etter tiltaket. En innvendig mot sannsynlighetsmodellen kan være at en bedrift stort sett har personer i aldersgruppen som studeres. Det kan derfor være vanskelig å fange opp eventuelle effekter. Likevel kan det vises at nærmere 65 prosent av AFP utvalget har ikke arbeidstakere i aldersgruppen mellom 16 og 19 år. Om lag 33 prosent av AFP bedriftene har heller ikke arbeidstakere i alderen mellom 20 og 24 år, mens 19 prosent av bedriftene

Tabell 7.2: Effekt av redusert aldersgrense i AFP-ordningen på sannsynligheten for ansettelse av de respektive aldersgruppene i AFP-bedriftene

	Lineær sannsynlighetsmodell							
	62-65 år		16-19 år		20-24 år		25-29 år	
<b>Alle sektorer</b>								
Post 1998	-0.0116*** (-3.81)	-0.0250 (-1.66)	0.0343*** (11.02)	-0.0995*** (-7.07)	-0.0399*** (-13.62)	-0.146*** (-10.22)	-0.0191*** (-7.55)	-0.129*** (-9.96)
Post 1998×AFP	-0.0339*** (-5.17)	-0.0432*** (-5.67)	-0.00503 (-0.89)	-0.00494 (-0.79)	-0.00702 (-1.25)	0.00989 (1.67)	-0.0146** (-2.99)	-0.00217 (-0.42)
Ingen kontroller	Ja	Nei	Ja	Nei	Ja	Nei	Ja	Nei
Alle kontroller <sup>1</sup>	Nei	Ja	Nei	Ja	Nei	Ja	Nei	Ja
<i>N (firma-år observasjoner)</i>	125114		125114		125114		125114	

t-verdi oppgitt i parentes er robuste mot heteroskedastisitet og clustered over firma/år.

Tiltaksgruppe: AFP bedrifter, sammenligningsgruppe: ikke-AFP bedrifter

\* signifikant på 5% nivå, \*\* signifikant på 1% nivå, \*\*\* signifikant på 0.1% nivå

<sup>1</sup> Region×År, Sektor×År, inntekt, andel menn, AFP- sykliske effekter



står uten arbeidstakere i alderen mellom 25 og 29 år. Dersom det hadde foregått en eldre-ynge substitusjon, skulle man forvente en viss variasjon i andelen AFP bedrifter med yngre ansatte i de ulike aldersgruppene. Tabellen over tegner imidlertid ikke et slikt bilde.

Resultatene så langt gir ingen indikasjoner på at AFP bedriftene har erstattet eldre med yngre som følge av redusert aldersgrense i AFP-ordningen. I hvert fall er det ingen bevis for dette når man ser på bedriftene aggregert over alle sektorene. Det kan likevel tenkes at det i sektorer er enklere å erstatte eldre med yngre arbeidstakere, for eksempel sektorer der det i mindre grad stilles krav til kompetanse og erfaring. Ettersom yngre arbeidskraft typisk er billigere enn eldre arbeidskraft, kan redusert aldersgrense i AFP-ordningen kan være en anledning for mange arbeidsgivere å erstatte eldre med yngre arbeidstakere. Som drøftet i kapittel 4 har arbeidsgivere tross alt benyttet AFP-ordningen aktivt i omstrukturings- og/eller nedbemanningsfaser for å kvitte seg med overflødig arbeidskraft (til tross for at AFP-pensjon er et individuelt og frivillig valg).

For å se nærmere på utvalgte sektorer presenteres resultatene for disse i tabell 7.3. Først og fremst er det et signifikant fall blant eldre arbeidstakere over alle sektorene, og fallet er langt mer negativt blant ansatte i industrisektoren. Denne sektoren er en av de største blant AFP bedriftene, men at fallet er sterkest blant eldre industriarbeidere kan ha sammenheng med at yrkene i mange tilfeller er mer fysisk krevende enn andre sektorer. Videre er det ingen statistisk signifikante effekter for noen av sektorene av redusert AFP-aldersgrense blant yngre arbeidstakere mellom 16 og 19 år. For yngre mellom 20 og 24 år er det kun i bygge- og anleggssektoren at DiD-estimatoren er positiv og signifikant på 5 prosent nivå. Robusthetssjekken i figur A.10.2 i appendiks viser imidlertid et forholdsvis stort avvik fra 0 allerede før tiltaket for denne gruppen, men konfidensintervallene viser samtidig at punktene før tiltaket er ganske usikre. Det vil si at det er en spesifikk trend blant AFP bedriftene allerede før tiltaket, men grunnet høye konfidensintervall er trenden usikker. Ettersom det er en antydning om en AFP spesifikk pre-trend, skal en økning i antall yngre arbeidstakere blant AFP bedriftene som følge av redusert AFP-aldersgrense tolkes med forsiktighet. Videre viser resultatene for aldersgruppen mellom 25 og 29 år samme fallende tendens over alle sektorene, og

Tabell 7.3: Effekt av redusert aldersgrense i AFP-ordningen på tiltaksgruppen, etter aldersgrupper og sektortilknytning.

Panel A-C	Fast-effekt modell			
	62-70 år	16-19 år	20-24 år	25-29 år
<b>A. Varehandel</b> (N: 40413, AFP: 8641, ikke-AFP: 31772)				
Post 1998	0.0369 (0.88)	0.529*** (4.71)	0.124 (0.93)	0.361** (3.25)
Post 1998×AFP	-0.164*** (-5.20)	0.00271 (0.05)	0.0636 (1.00)	-0.277*** (-4.40)
<b>B. Industri</b> (N: 21529, AFP: 9440, ikke-AFP: 12089)				
Post 1998	-0.0312 (-0.50)	0.235* (2.00)	-0.118 (-0.78)	-0.132 (-0.88)
Post 1998×AFP	-0.253*** (-7.16)	0.0343 (0.71)	-0.00778 (-0.11)	-0.358*** (-4.28)
<b>C. Bygg &amp; Anlegg</b> (N: 12237, AFP: 4008, ikke-AFP: 8229)				
Post 1998	0.146** (2.90)	0.530*** (5.65)	-0.0359 (-0.24)	0.0104 (0.06)
Post 1998×AFP	-0.167*** (-4.14)	0.0600 (1.04)	0.232* (2.48)	-0.167 (-1.49)
Region×År	Ja	Ja	Ja	Ja
AFP sykliske effekter	Ja	Ja	Ja	Ja
Andre kontroller <sup>1</sup>	Ja	Ja	Ja	Ja

*t*-verdi oppgitt i parentes er robuste mot heteroskedastisitet og clustered over firma/år.

\* signifikant på 5% nivå, \*\* signifikant på 1% nivå, \*\*\* signifikant på 0.1% nivå

Tiltaksgruppe: AFP bedrifter, sammenligningsgruppe: ikke-AFP bedrifter

<sup>1</sup> Inntekt, andel menn

estimatorene er etter alt å dømme forventningsskjeve som følge av at samme trend antakelsen ikke holder. Av samme grunn som nevnt tidligere i delkapittelet, kan det være noen tidsvarierende faktorer som er spesifikke for AFP-bedriftene som driver resultatene for denne aldersgruppen.

## 7.2 DiD analyse for gjennomsnittlig antall nye ansatte

Sammenligning av gjennomsnittlig nivå på sysselsetting mellom AFP og ikke-AFP bedriftene er på flere måter begrenset fordi det ikke skilles mellom til- og frastrømninger fra arbeidsplassene. Det kan eksempelvis være slik at AFP bedriftene ansetter flere nye arbeidstakere sammenliknet med ikke-AFP bedriftene som følge av redusert aldersgrense i AFP-ordningen. Ved å undersøke nye sysselsatte kan dette bedre fange opp eventuelle

substitusjonsforhold mellom aldersgruppene. Dette har blant annet sammenheng med at den eldre AFP-pensjonerte kan ha blitt erstattet med en ny arbeidstaker, men dersom den eldre har blitt erstattet med en intern arbeidstaker, kan det bidra til en forflytning av personer i bedriften på grunn av at en stilling er frigjort. Om en nylig AFP-pensjonert erstattes av en ny arbeidstaker, eller av en intern i firmaet, så kan begge tilfellene i siste instans resultere i nytilsetninger.

Som følge av at periode  $t - 1$  benyttes til å identifisere personer som får ny jobb i en bedrift i periode  $t$ , kan ikke observasjoner for 1995 benyttes siden dette er den første perioden i paneldatautvalget og mangler derfor informasjon om nye tilsetninger.

I tabell 7.4 rapporteres resultatene for nye ansatte. For alle aldersgruppene i både AFP og ikke-AFP bedrifter, aggregert over alle sektorene, er det en negativ trend i sysselsetting av nye ansatte mellom de to periodene før og etter tiltaket<sup>i</sup>. Modell (1), som

*Tabell 7.4: Effekt av redusert AFP-aldersgrense på nye ansatte i AFP-bedriftene*

	Fast-effekt modell				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<b>Alle aldersgrupper</b>					
Post 1998	-0.549*** (-23.29)	-0.525*** (-5.60)	-1.288*** (-8.79)	-1.288*** (-8.79)	-0.922*** (-5.94)
Post 1998×AFP	-0.0641 (-1.46)	-0.0408 (-0.93)	0.0406 (0.89)	0.0332 (0.64)	-0.00682 (-0.13)
Region×År	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja
Sektor×År	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja
AFP sykliske effekter	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja
Andre kontroller <sup>1</sup>	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja
<i>N (firma-år)</i> <i>observasjoner</i>	105482	105482	105482	105482	105482

\* signifikant på 5% nivå, \*\* signifikant på 1% nivå, \*\*\* signifikant på 0.1% nivå

*t*-verdi oppgitt i parentes er robuste mot heteroskedastisitet og clustered over firma/år.

Tiltaksgruppe: AFP bedrifter, sammenligningsgruppe: ikke-AFP bedrifter

<sup>1</sup> Inntekt og andel menn

<sup>i</sup> Dette kan imidlertid forklares med den økonomiske oppgangen norsk økonomi opplevde i etterkant av nedgangskonjunkturen som varte frem til 1994. Den økonomiske gjeninnhenting fra 1994/1995 bidro til et kraftig fall i arbeidsledigheten. Fallet varte frem til 1998 og ble etterfulgt av oppgang i antall arbeidsledige. Koblingen mellom nyansettelser og arbeidsledighet kan derfor forklare hvorfor sysselsettingen av nye ansatte faller mellom de to periodene før og etter tiltaket.

er en enkel sammenligning av gjennomsnittlig antall nye ansatte før og etter tiltaket mellom tiltaks- og sammenligningsgruppen, indikerer ingen sysselsettingseffekter som følge av redusert aldersgrense i AFP-ordningen. Til tross for noe varierende effekt i modell (2) til (6) er DiD-estimatoren ikke betydelig endret og heller ikke signifikant. Det er dermed ingen tegn til at AFP bedriftene ansatte flere nye personer som følge av redusert aldersgrense i AFP-ordningen enn ikke-AFP bedriftene.

For å undersøke om det kan være spesifikke effekter for den enkelte aldersgruppen, splittes nye ansatte i de 6 aldersgruppene som er gjengitt i tabell 7.5. Hensikten er først og fremst å undersøke nyansettelser for arbeidstakere under 30 år, men det kan også være av interesse å undersøke om AFP bedriftene ansatte flere nye over 30 år som følge av frafallet blant eldre arbeidstakere. Av denne grunn inkluderes de to gruppene 30-45 år og 46-61 år. Som det framgår av tabell 7.5 benyttes en enkel DiD modell uten kontroller og en modell med alle kontrollene for hver aldersgruppe. For alle aldersgruppene er det

Tabell 7.5: Effekt av redusert AFP-aldersgrense på nye ansatte i AFP-bedriftene og etter aldersgrupper

	Fast-effekt modeller					
	62-70 år		16-19 år		20-24 år	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Post 1998	-0.00590*** (-5.66)	-0.0133* (-2.17)	0.0199* (2.22)	-0.0481 (-0.98)	-0.217*** (-23.93)	-0.165*** (-3.57)
Post 1998×AFP	-0.00422 (-1.65)	-0.00391 (-1.19)	0.00152 (0.10)	0.0156 (0.94)	-0.00516 (-0.33)	0.00600 (0.32)
	25-29 år		30-45 år		46-61 år	
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	Post 1998	-0.134*** (-18.77)	-0.165*** (-4.19)	-0.147*** (-16.37)	-0.384*** (-6.85)	-0.0654*** (-13.76)
Post 1998×AFP	-0.0191 (-1.52)	-0.0119 (-0.80)	-0.00859 (-0.48)	0.0135 (0.62)	-0.0286** (-2.86)	0.0153 (1.25)
Ingen kontroller	Ja	Nei	Ja	Nei	Ja	Nei
Alle kontroller <sup>1</sup>	Nei	Ja	Nei	Ja	Nei	Ja
<i>N (firma-år) observasjoner</i>	105482	105482	105482	105482	105482	105482

\* signifikant på 5% nivå, \*\* signifikant på 1% nivå, \*\*\* signifikant på 0.1% nivå  
*t*-verdi oppgitt i parentes er robuste mot heteroskedastisitet og clustered over firma/år.

Tiltaksgruppe: AFP bedrifter, sammenligningsgruppe: ikke-AFP bedrifter

<sup>1</sup> Region×År, Sektor×År, inntekt, andel menn, AFP- sykliske effekter

en negativ trend i sysselsettingen av nye ansatte mellom de to periodene, før og etter tiltaket. Blant eldre arbeidstakere mellom 62 og 70 år er det en negativ effekt på sysselsetting av nye ansatte blant AFP bedriftene, men effekten er liten og knapt statistisk signifikant på 10 prosent nivå mot en to-side hypotesetest. For yngre arbeidstakere mellom 16 og 24 år er DiD-estimatoren positiv, men effekten er liten og standardfeilene er for høye til å forkaste nullhypotesen om ingen effekt. Modellene for nye ansatte i aldersgruppene 25 til 29 år og 35 til 45 år mislykkes også med å forkaste nullhypotesen om ingen effekt. Det er derimot en negativ effekt for sysselsetting av nye i aldersgruppen 45 til 61 år, men etter å inkludere kontrollene mister estimatoren signifikans og fortegn endres.

Det er ingen tegn til at AFP bedriftene substituerer eldre med nye ansatte i noen av aldersgruppene i tabellen over. Men selv om det ikke på et aggregert nivå er tegn til substitusjon mellom unge og gamle, kan det likevel være av interesse å undersøke om utvalgte sektorer har en tendens til å erstatte eldre med nye arbeidstakere. For å se nærmere på spesifikke sektorer presenteres disse i tabell 7.6, der alle kontrollvariablene er inkludert i modellene. I varehandelssektoren, representert ved panel A, er DiD-estimatoren for både nyansatte i aldersgruppen 25-29 år, i tillegg til de mellom 46-61 år, positiv og nesten signifikant på 5 prosent nivå. For industrisektoren er det en positiv effekt på nye ansatte mellom 25 og 35 år, men ingen av DiD-estimatorene signifikante. I bygge- og anleggssektoren er de fleste DiD-estimatorene ikke statistisk signifikante, bortsett fra aldersgruppen 16-19 år. Estimatorene er også langt mer positiv sammenliknet med samme aldersgruppe i de andre tabellene.

Figur A.10.3 i appendiks illustrerer trendene før og etter reformen for de signifikante estimatorene. For at resultatene skal ha noe troverdighet, må det i minst mulig grad være forskjell i trendene mellom AFP og ikke-AFP bedriftene før reformen, altså at grafen varierer minst mulig fra 0 før tiltaket. Som det fremgår av figurene er det endringer i nye ansatte allerede før aldersgrensen ble redusert, men konfidensintervallene som er gitt ved de vertikale linjene indikerer stor usikkerhet i tilknytning til de spesifikke pre-trendene. For eksempel viser grafen for nye ansatte mellom 16 og 19 år i bygge- og anleggsbransjen at det er en økning blant AFP-bedriftene året før tiltaket. Mens den estimerte effekten er på 0,3 personer, ligger den sanne estimatoren i intervallet  $[-0,1 \ 0,7]$ . Til tross for usikkerheten skulle man forventet et "hopp" i antall ansatte i eller etter tiltaksåret dersom eldre ble erstattet med yngre arbeidstakere. Den observerte økningen

Tabell 7.6: Effekt av redusert AFP-aldersgrense på nye ansatte i AFP-bedriftene og etter aldersgrupper og sektortilknytning.

Panel A-C	Fast-effekt modell					
	62-70 år	16-19 år	20-24 år	25-29 år	30-45 år	46-61 år
<b>A. Varehandel</b> (N: 34318, AFP: 7209, ikke-AFP: 27109)						
Post 1998	-0.00373 (-1.26)	0.0741*** (5.09)	-0.199*** (-15.33)	-0.101*** (-10.84)	-0.0987*** (-8.99)	-0.0455*** (-8.01)
Post 1998×AFP	0.000905 (0.17)	0.0572 (0.55)	0.146 (1.60)	0.132 (1.94)	0.0609 (0.59)	0.0960 (1.92)
<b>B. Industri</b> (N: 18070, AFP: 7829, ikke-AFP: 10241)						
Post 1998	-0.0135*** (-4.14)	-0.0941*** (-3.47)	-0.299*** (-12.25)	-0.173*** (-9.02)	-0.221*** (-8.46)	-0.0937*** (-6.42)
Post 1998×AFP	-0.0161 (-0.62)	-0.146 (-1.26)	-0.00255 (-0.02)	0.153 (1.19)	0.0469 (0.20)	-0.0277 (-0.25)
<b>C. Bygg &amp; Anlegg</b> (N: 10435, AFP: 3334, ikke-AFP: 7101)						
Post 1998	-0.00164 (-0.51)	0.0614*** (3.45)	-0.238*** (-10.28)	-0.230*** (-10.59)	-0.320*** (-10.66)	-0.107*** (-7.15)
Post 1998×AFP	-0.00406 (-0.11)	0.336* (2.12)	0.101 (0.62)	-0.0667 (-0.31)	0.0186 (0.10)	-0.233 (-1.23)
Region×År	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
AFP sykliske effekter	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Andre kontroller <sup>1</sup>	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja

*t*-verdi oppgitt i parentes er robuste mot heteroskedastisitet og clustered over firma/år.

Tiltaksgruppe: AFP bedrifter, sammenligningsgruppe: ikke-AFP bedrifter.

I gjennomsnitt har AFP og ikke-AFP bedriftene hhv. 25 og 17 ansatte i varehandelssektoren, 34 og 20 ansatte i industrisektoren og 28 og 18 ansatte i bygge- og anleggssektoren.

\* signifikant på 5% nivå, \*\* signifikant på 1% nivå, \*\*\* signifikant på 0.1% nivå

<sup>1</sup> Inntekt og andelen menn

året før tiltaket indikerer at det er en forskjellig trend mellom tiltaks- og sammenligningsgruppen som driver resultatene, og ikke senket AFP-aldersgrense.

### 7.3 Forslag til videre forskning

Substitusjonsmulighetene mellom heterogen arbeidsinnsats i de ulike sektorene bestemmes av blant annet utdanningskrav og/eller arbeidserfaring. For eksempel kan det være at en næringsgruppe innen varehandels- eller industrisektoren stiller lavere krav til utdanning og/eller arbeidserfaring, noe som kan bidra til at bedriftene enklere erstatter eldre med yngre. I tillegg kan det hende at sektorer som er under omstillingsprosess, for

eksempel som følge av teknologiutvikling, bidrar til at ny og etterspurt kompetanse erstatter gammel kompetanse. Eldre-ynge substitusjon i disse sektorene kan være betinget på slike omstillingsprosesser. En mer avgrenset problemstilling i forhold til en gitt sektor kan kaste ytterligere lys over substitusjonsforholdet mellom unge og gamle arbeidstakere.

En kategori med bedrifter som stod overfor en slik teknologisk omstilling var bedrifter som leverte tjenester i tilknytning til data og internett. Først og fremst påvirket det kraftige fallet i prisene på datamaskiner på slutten av 1980-tallet til at mange husholdninger investerte i denne teknologien. Den påfølgende internettrevolusjonen i løpet av 1990-tallet ga også teknologibedriftene et behov for ny kompetanse. Den teknologiske utviklingen kan ha bidratt til at bedrifter som Schibsted, Telenor og andre firmaer som leverer data og internettjenester erstattet eldre arbeidstakere med nye yngre nyutdannede. Siden det er svært få AFP bedrifter i denne oppgaven som er i denne kategorien, har det ikke vært mulig å undersøke om teknologibedriftene erstattet eldre med yngre arbeidstakere.

# Kapittel 8

## Konklusjon

I dag hevder mange at de nye pensjonsreformene som innføres i store deler av Europa vil forverre et ellers dårlig arbeidsmarked blant yngre. Siden de nye reformene skal bidra til økt arbeidstilbud blant eldre arbeidstakere, er flere bekymret for at arbeidsplasser – som kunne vært frigjort til yngre arbeidsledige – vil bli opptatt som følge av at pensjonsreformene skal gi eldre økonomisk insentiv til å stå lenger i arbeid. Forestillingen om at arbeidsmarkedet er karakterisert av et nullsumspill (det vil si at gevinsten noen oppnår ved å få arbeid blir utlignet av tapet for noen som ikke får jobben) er kjent som "Lump of labor"-feilslutningen. I løpet av det siste tiåret har blant annet Gruber & Wise (2009) gjennomført en omfattende studie av sammenhengen mellom eldre og yngre arbeidstakere i 12 land. Formålet med studiene er å teste hvorvidt "Lump of labor" hypotesen har noe for seg, det vil si om eldre arbeidstakere erstattes av yngre. Gruber & Wise (ibid) finner ingen bevis for at lavere arbeidsmarkedsdeltakelse blant eldre fører til økt sysselsetting av yngre arbeidstakere. Det er imidlertid en rekke utfordringer i disse studiene knyttet til metode og estimering av kausaleffekten av endringer i arbeidstilbudet blant eldre på yrkesdeltakelsen til yngre, noe som svekker konklusjonene til Gruber & Wise.

Hensikten med denne oppgaven er å undersøke om det har foregått en substitusjon mellom eldre og yngre arbeidstakere i Norge. Ved å utnytte at utvalgte bedrifter i løpet av 1990-tallet ble tilknyttet tidligpensjonsreformen, AFP, benyttes et metodisk design som er egnet til å fange opp kausale sammenhenger. AFP-aldersgrensen ble redusert fra først å gjelde arbeidstakere som fylte 66 år, til partene i arbeidslivet i 1998 ble enige om at den endelige aldersgrensen skulle gjelde for ansatte som fylte 62 år. Reduksjonen i aldersgrensen benyttes i denne analysen til å undersøke om AFP-bedriftene ansatte flere yngre arbeidstakere som følge av frafall blant eldre arbeidstakere. Ved hjelp av fast-effekt og differanse-i-differanse estimering, undersøkes den kort- og mellomlangsiktige effekten



av redusert aldersgrense i AFP-ordningen på sysselsetting av yngre og eldre arbeidstakere. Jeg finner overveiende bevis for at bedriftene som var omfattet av AFP-ordningen opplevde et frafall blant arbeidstakere mellom 62 og 70 år i perioden AFP-aldersgrensen ble redusert fra 64 til 62 år. Jeg finner imidlertid ingen bevis for at AFP bedriftene ansatte flere yngre som følge av redusert aldersgrense i AFP-ordningen, verken på et aggregert nivå eller over sektorer. Av denne grunn gir denne oppgaven ingen støtte til "Lump of labor" hypotesen.

Usikkerheten som er heftet til min analyse kan oppsummeres som følger. Siden FD-trygd databasen ikke gir opplysning om en arbeidsgivers AFP-tilknytning, har jeg forutsatt at bedriften hadde AFP-status for hele perioden dersom en arbeidstaker gikk av med AFP-pensjon i ett av utvalgsårene, det vil si mellom 1995 og 2000. Dette trenger nødvendigvis ikke være tilfelle. Utover dette er differanse-i-differanse metoden funder på den restriktive forutsetningen om samme trend i utfallsvariabelen mellom AFP og ikke-AFP bedriftene i fravær av redusert AFP-aldersgrense. Brudd på antakelsen gir opphav til forventingsskjevne estimat. Dette stiller blant annet strengere krav til likhet mellom AFP og ikke-AFP bedriftene. For å oppfylle kravet til likhet, er utvalget begrenset til bedrifter med mellom 10 og 80 ansatte. Dette har å gjøre med at AFP-bedriftene består av mellomstore og store bedrifter, mens ikke-AFP bedriftene består av små og mellomstore bedrifter. Sysselsettingstrendene vil derfor ikke være sammenlignbare. Terskelen på 10 til 80 ansatte synes langt på vei å utligne de store forskjellene. Derfor er resultatene i analysen kun representativ for dette utvalget.

Til tross for at de fleste studier som undersøker yngre-eldre substitusjon ikke finner bevis for at eldre opptar/frigjør arbeidsplasser til yngre, er det interessant at en nyere norsk studie åpner opp for at eldre arbeidstakere på kort sikt kan frigjøre arbeidsplasser. Vestad (2012) har på bakgrunn av registerdata for hele den norske befolkningen for perioden 1994 til 2004 undersøkt den kortsiktige kausaleffekten av tidligpensjonering på den potensielle sysselsettingen av yngre mellom 18 og 29 år. Forfatteren konkluderer med at det er rom for en ny arbeidstaker i aldersgruppen som studeres for hver femte person som tar ut tidligpensjon. Studien illustrerer på mange måter behovet for videre forskning med nyere og bedre data ettersom det kan være noen effekter av endring i arbeidstilbudet blant eldre på sysselsettingsprospektene til yngre.

## Referanser

- Angrist, J. D., & Krueger, A. B. (2001). "Instrumental Variables and the Search for Identification: From Supply and Demand to Natural Experiments". *The Journal of Economic Perspective*, 15(4), 69-85.
- Angrist, J. D., & Pischke, J. S. (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton: Princeton University Press.
- Autor, D. H. (2003). Outsourcing at Will: The Contribution of Unjust Dismissal Doctrine to the Growth of Employment Outsourcing. *Journal of Labor Economics*, 21(1), 1-42.
- Baker, M., & Benjamin, D. (1999). Early Retirement Provisions and the Labor Force Behavior of Older Men: Evidence from Canada. *Journal of Labor Economics*, 17(4), 724-756.
- Banks, J., Blundell, R., Bozio, A., & Emmerson, C. (2010). Releasing Jobs for the Young? Early Retirement and Youth Unemployment in the United Kingdom. I J. Gruber, & D. Wise (Red.), *Social Security Programs and Retirement around the World: The Relationship to Youth Employment* (ss. 319-344). Chicago: University of Chicago Press.
- Blakemore, A., & Johnson, G. E. (1979). The Potential Impact of Employment Policy on the Unemployment Rate Consistent with Non-Accelerating Inflation. *American Economic Review*, 69, 119-123.
- Blau, D., & Goodstein, R. (2008). Can Social Security Explain Trends in Labor Force Participation of Older Men in the United States? *Journal of Human Resources*, 45(2), 328-363.
- Blekesaune, M., & Solem, P. E. (2005). Working Conditions and Early Retirement : A Prospective Study of Retirement Behavior. *Research on Aging*, 27, 3-30.
- Boldrin, M., Dolado, J. J., Jimeno, J. F., & Peracchi, F. (1999). The future of pension systems in Europe. *Economic Policy*, 29, 289-320.
- Boskin, M. (1977). Social security and retirement decisions. *Economic Inquiry*, 15(1), 1-25.
- Bowitz, E. (2003). *Eldres avgang fra arbeidsstyrken*. ECON-rapport 2003-104. Oslo: ECON-analyse.
- Bratberg, E., Holmås, T. H., & Thøgersen, Ø. (2004). Assessing the Effects of an Early Retirement Program. *Journal of Population Economics*, 17(3), 387-408.
- Brunello, G. (2010). The effects of cohort size on European earnings. *Journal of Population Economics*, 23(1), 273-290.

- Brynjolfsson, E., & McAfee, A. (2012). *Race Against The Machine: How The Digital Revolution Is Accelerating Innovation, Driving Productivity, and Irreversibly Transforming Employment and The Economy*. Lexington: Digital Frontier Press.
- Bütler, M., Huguenin, O., & Teppa, F. (2004). What Triggers Early Retirement? Results from Swiss Pension Funds. *CEPR Discussion Paper No. 4394*.
- Cai, L., & Kalb, G. (2006). Health status and labour force participation: evidence from Australia. *Health Economics*, 15(3), 241-261.
- Card, D., & Lemieux, T. (2001). Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men? A Cohort-Based Analysis. *Quarterly Journal of Economics*, 116(2), 705-746.
- Coote, A., Franklin, J., & Simms, A. (2010). 21 hours: Why a shorter working week can help us all to flourish in the 21st century. (M. Murphy, Red.) London: New Economics Foundation.
- Dahl, S. Å. (2000). Eldre arbeidstakeres stilling på arbeidsmarkedet. En litteraturstudie. *Rapport 39/00*. Bergen: SNF.
- Duval, R. (2003). The retirement effects of old-age pension and early retirement schemes in OECD countries. *OECD Economic Studies*, 2003(2), 7-50.
- Estevão, M., & Sá, F. (2006). Are the French Happy with the 35-Hour Workweek? *IMF arbeidsnotat*, No. 06/251.
- Fisher, W. H., & Keuschnigg, C. (2011). Life-Cycle Unemployment, Retirement, and Parametric Pension Reform. *Int Tax Public Finance*, 17, 556-585.
- Freeman, R. B. (1979). The Effect of Demographic Factors on Age-Earnings Profiles. *Journal of Human Resources*, 14, 289-318.
- Gaasland, I., Bjorvatn, A., & Hunnes, A. (2001). *En generell likevektsmodell med fokus på jordbruk og næringsmiddelindustri*. Bergen: Stiftelsen for samfunns- og næringslivsforskning.
- Grant, J. (1979). *Labor Substitution in the U.S. Manufacturing*. Ph.D. avhandling. Michigan State University.
- Gruber, J., & Milligan, K. (2010). Do Elderly Workers Substitute for Younger Workers in the United States? I J. Gruber, & D. A. Wise, *Social Security Programs and Retirement around the World: The Relationship to Youth Employment* (ss. 345-360). Chicago: University of Chicago Press.
- Gruber, J., & Wise, D. A. (1999). Introduction to: Social Security Programs and Retirement Around the World. Chicago: University of Chicago Press.

- Gruber, J., & Wise, D. A. (2004). *Social Security Programs and Retirement Around the World: Micro-Estimation*. Chicago: University of Chicago Press.
- Gruber, J., & Wise, D. A. (2005). "Social Security Programs and Retirement Around the World: Fiscal Implications, Introduction and Summary". *NBER arbeidsnotat*, 11290.
- Gruber, J., & Wise, D. A. (2010). *Social Security Programs and Retirement Around the World: The Relationship to Youth Employment*. Chicago: University of Chicago Press.
- Gruber, J., Wise, D. A., & Milligan, K. (2009). *Social security programs around the world: The relationship to youth employment, introduction and summary*. Chicago: University of Chicago Press.
- Hamermesh, D. S. (1986). *The demand for labor in the long run*. (O. Ashenfelter, & R. Layard, Red.) Amsterdam, North-Holland Press: *Handbook of labor economics*.
- Hamermesh, D. S., & Grant, J. (1979). Econometric Studies of Labor-Labor Substitution and Their Implications for Policy. *The Journal of Human Resources*, 14(4), 518-542.
- Hastings, J. S. (2000). Vertical Relationships and Competition in Retail Gasoline Markets: Empirical Evidence from Contract Changes in Southern California. *UC Berkeley Competition Policy Center Working Paper No. CPC00-10 Revision*. Hentet fra <http://ssrn.com/abstract=507082>
- Hebbink, G. (1993). Production Factors Substitution and Employment by Age Group. *Economic Modeling*, 10, 217-224.
- Heller, P. S., Hemming, R., & Kohenert, P. W. (1986). Aging and Social Expenditure in the Major Industrial Countries, 1980-2025. *IMF Occasional paper*, 47.
- Hicks, J. R. (1932). *The Theory of Wages*. London: Macmillan.
- Knapp, K. A. (2007). The Fallacy of the Lump of Labor: Adding to the Costs of Ageism. *International Longevity Center - USA*.
- Krueger, A. B., & Pischke, J. (1992). The Effect of Social Security on Labor Supply: A Cohort Analyses of the Notch Generation. *Journal of Labor Economics*, 10(4), 412-437.
- Krugman, P. (2003, Oktober 07). *Lumps of Labor*. Hentet fra <http://www.nytimes.com/2003/10/07/opinion/lumps-of-labor.html>
- Kugler, A., & Pica, G. (2008). Effects of employment protection on worker and job flows: Evidence from the 1990 Italian reform. *Labour Economics*, 15, 78-95.

- Li, H., Graham, D. J., & Majumdar, A. (2012). The effects of congestion charging on road traffic casualties: A causal analysis using difference-in-difference estimation. *Accident Analysis and Prevention, 49*, 366-377.
- Lührmann, M., & Weiss, M. (2010). The effect of working time and labor force participation on unemployment: A new argument in an old debate. *Economic Modelling, 27*, 67-82.
- Munnell, A. H., & Wu, A. Y. (2012). Will Delayed Retirement by the Baby Boomers Lead to Higher Unemployment among Younger Workers? Chestnut Hill: Center for Retirement Research at Boston College.
- Nonneman, W. (2007). *European Immigration and the Labor Market*. Migration Policy Institute. Bertelsmann Stiftung.
- NOU. (1994). Fra arbeid til pensjon. *Norges offentlige utredninger, 1994:2*. Oslo: Statens trykning.
- NOU. (1994). Ungdom, lønn og arbeidsledighet. *Norges offentlige utredninger, 1994:3*. Oslo: Statens trykning.
- OECD. (1998). Work-force ageing in OECD countries. I *Employment Outlook 1998* (ss. 123-151). Paris.
- Palme, M., & Svensson, I. (2010). Incentives to Retire, the Employment of the Old, and the Employment of the Young in Sweden. Chicago: University of Chicago Press.
- Parson, D. O. (1980). The Decline in Male Labor Force Participation. *Journal of Political Economy, 88*(1), 117-134.
- Peracchi, F., & Welch, F. (1994). Trends in Labor Force Transition of Older Men and Women. *Journal of Labor Economics, 12*(2), 210-242.
- Phillips, P. B. (2004). Challenges of Trending Time Series Econometrics. *Mathematics and Computers in Simulation, 68*(5-6), 401-416.
- Pollman, W. A. (1971). Early Retirement: A Comparison of Poor Health to Other Retirement Factors. *Journal of Gerontology, 26*(1), 41-45.
- Rubin, D. (1974). Estimating causal effects to treatments in randomised and nonrandomised studies. *Journal of Educational Psychology, 66*, 688-701.
- Røed, K., & Haugen, F. (2003). Early Retirement and Economic Incentives: Evidence from a Quasi-natural Experiment. *Labour, 17*(2), 203-228.
- Rønningen, D. (2005). Sysselsetting og tidligavgang for eldre arbeidstakere. *Økonomiske Analyser, 3*, 76.
- Salem, M. B., Blanchet, D., Bozio, A., & Roger, M. (2010). Labor Force Participation by the Elderly and Employment of the Young: The Case of France. Chicago: University of Chicago Press.

- Sato, K. (1967). A Two-Level Constant-Elasticity-of-Substitution Production Function. *The Review of Economic Studies*, 34(2), 201-218.
- Schloss, D. F. (1891). Why Working-Men Dislike Piece-Work. *The Economic Review*, 1(3), 312-326.
- Schwab, K. (1974). Early Labor-Force Withdrawal of Men: Participants and Nonparticipants Aged 58-63. *Social Security Bulletin*, 38(8), 24-38.
- Shrago, L. (2010, Oktober 22). *Unions call for new strikes to protest pension reform*. Hentet fra France 24: <http://www.france24.com/en/20101021-france-unions-announce-new-strikes-october-november-pension-retirement-reform-students>
- Stern, D. I. (2011). Elasticities of Substitution and Complementarity. *Journal of Productivity Analysis*, 36(1), 79-89.
- Stock, J. H., & Wise, A. D. (1988/1990). Pensions, the Option Value of Work, and Retirement. *Econometrica*, 58(5), 1151-1180.
- Thomas, R. L. (2004). *Using statistics in economics*. Europe: McGraw-Hill Higher Education.
- Vestad, O. L. (2013). Early Retirement and Youth Employment in Norway. *IZA forskningsseminar, konferanseartikkel*. Bonn. Hentet fra Ola Vestad: [http://www.iza.org/conference\\_files/older\\_workers\\_2013/vestad\\_o7177.pdf](http://www.iza.org/conference_files/older_workers_2013/vestad_o7177.pdf)
- Visher, M., & Midtsundstad, T. (1993). *Utgang fra arbeidslivet: En studie av eldre arbeidstakere, førtidspensjonering og AFP*. FAFO-rapport nr. 154.
- Walker, T. (2007). Why economists dislike a lump of labor. *Review of Social Economy*, 65(3), 279-291.
- Welch, F. (1979). Effects of Cohort Size on Earnings: The Baby Boom Babies Financial Bust. *Journal of Political Economy*, 87, 565-597.
- Wooldridge, J. M. (2009). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (4. utg.). Mason: Thomson South-Western, Cengage Learning.
- Zellner, A. (1962). An efficient method of estimating seemingly unrelated regression and tests for aggregation bias. *Journal of the American Statistical Association*, 57, 348-368.

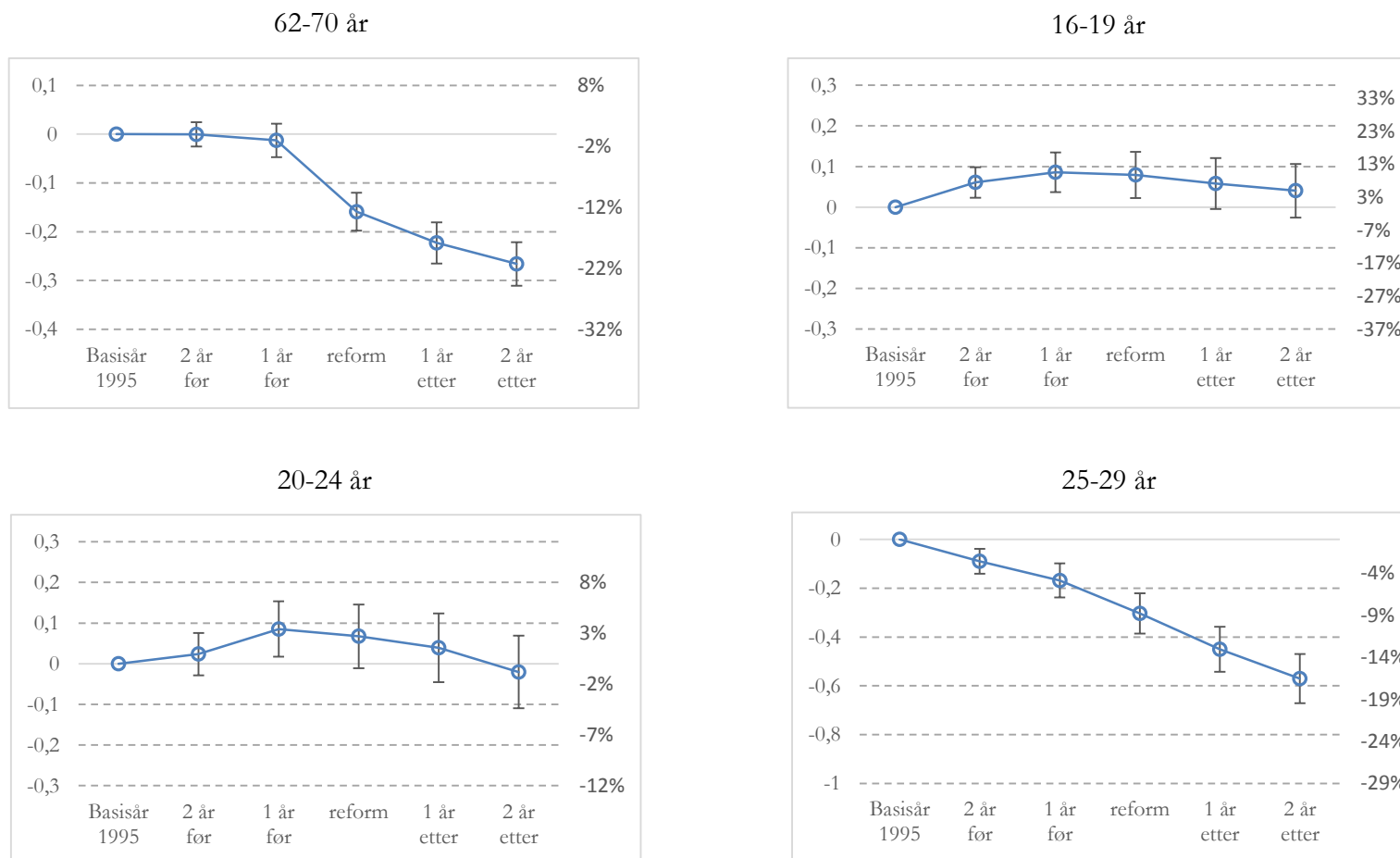
# Appendiks

## A.6

Tabell A.10.1: Deskriptiv statistikk for bedrifter med mellom 10 og 80 ansatte og etter AFP-tilknytning, før og etter tiltak.

Variabler	AFP		Ikke-AFP	
	Før tiltak	Etter tiltak	Før tiltak	Etter tiltak
Ansatte				
% menn	0.623 (0.28)	0.628 (0.29)	0.596 (0.29)	0.602 (0.29)
Antall ansatte	29.52 (17.63)	29.85 (17.87)	19.56 (12.13)	19.78 (12.16)
Alder	41.01 (5.01)	41.33 (5.23)	35.67 (6.14)	36.26 (6.34)
Inntekt (100')	2156 (582)	2542 (758)	2194 (958)	2592 (1116)
% 16-19 år	0.028 (0.061)	0.032 (0.066)	0.061 (0.111)	0.068 (0.113)
% 20-24 år	0.081 (0.092)	0.070 (0.085)	0.146 (0.145)	0.126 (0.131)
% 25-29 år	0.112 (0.088)	0.101 (0.086)	0.162 (0.119)	0.153 (0.117)
% 30-45 år	0.388 (0.141)	0.395 (0.141)	0.395 (0.187)	0.400 (0.184)
% 46-61 år	0.344 (0.152)	0.362 (0.165)	0.214 (0.161)	0.234 (0.170)
% 62-70 år	0.046 (0.055)	0.039 (0.049)	0.021 (0.045)	0.019 (0.042)
Bedrift				
% AFP bedrifter	0.303	-	0.697	-
Industri	0.246 (0.432)	0.249 (0.432)	0.140 (0.347)	0.137 (0.344)
Bank & forsikring	0.042 (0.201)	0.042 (0.202)	0.030 (0.173)	0.027 (0.163)
Bygge- & anlegg	0.105 (0.307)	0.106 (0.308)	0.091 (0.287)	0.098 (0.297)
Transport & lagring	0.062 (0.241)	0.062 (0.241)	0.058 (0.233)	0.057 (0.231)
Varehandel	0.225 (0.417)	0.230 (0.421)	0.356 (0.479)	0.372 (0.483)
Annet	0.320 (0.466)	0.311 (0.462)	0.325 (0.468)	0.309 (0.462)
<i>N (firma-periode)</i> <i>observasjoner</i>	19342	18602	42123	45047

Standardavvik i parentes.

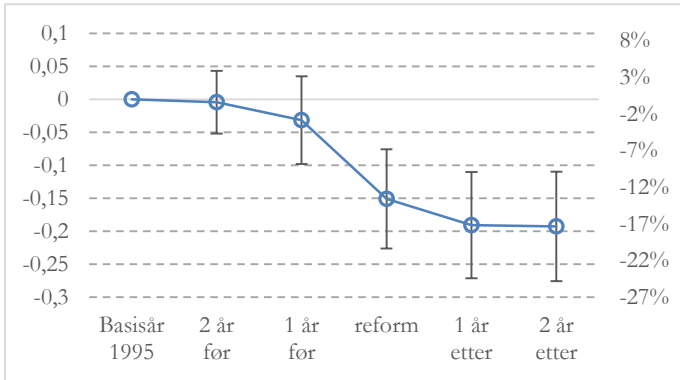
Figur A.10.1: Robusthetssjekk for tabell 7.1<sup>i</sup>

<sup>i</sup> Figurene gjengir estimatene i modell 6 under kapittel 5.2.1 for den respektive aldersgruppen. De vertikale linjene er 95% konfidensintervall tilhørende hver estimator som er representert ved punktene. Høyre akse viser gjennomsnittlig endring i nivå. Venstre akse er endring i prosent fra pre-perioden.

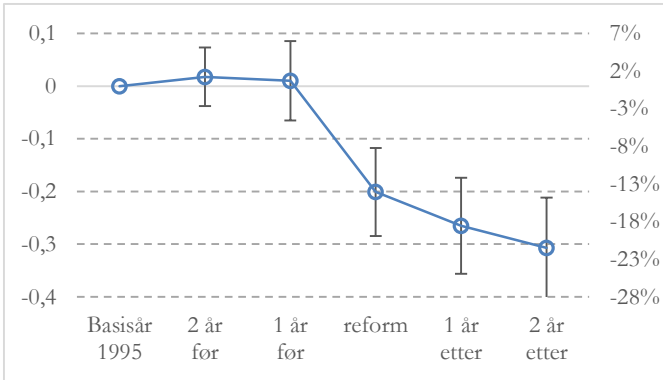


Figur A.10.2: Robusthetssjekk for tabell 7.3

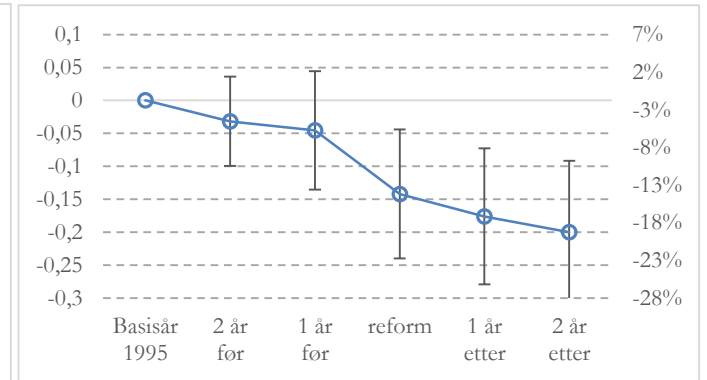
62-70 år, varehandel



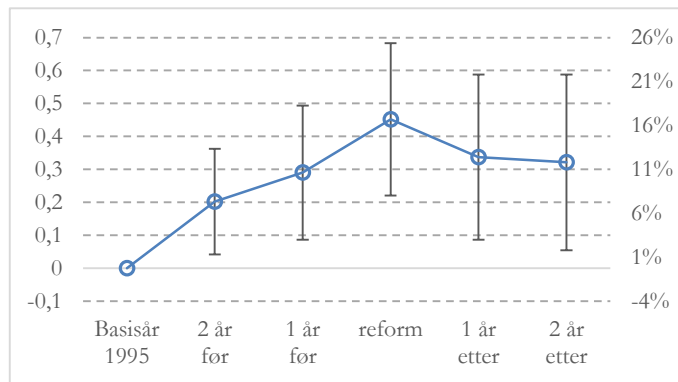
62-70 år, industri



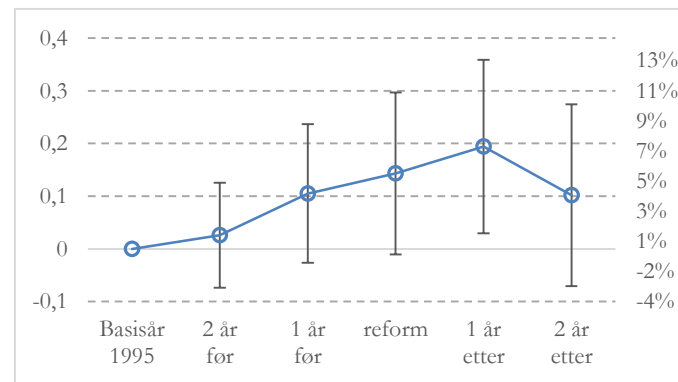
62-70 år, bygg & anlegg



20-24 år, bygg & anlegg

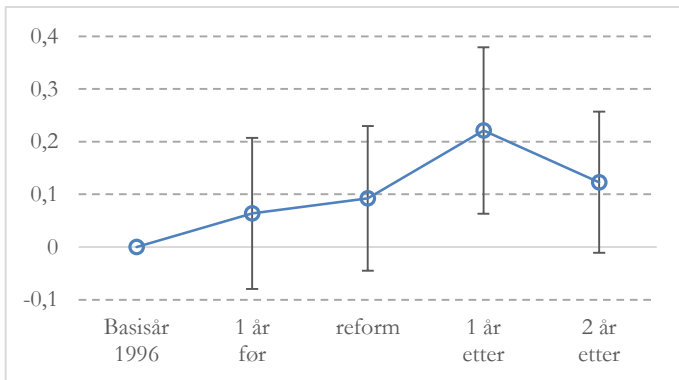


20-24 år, varehandel

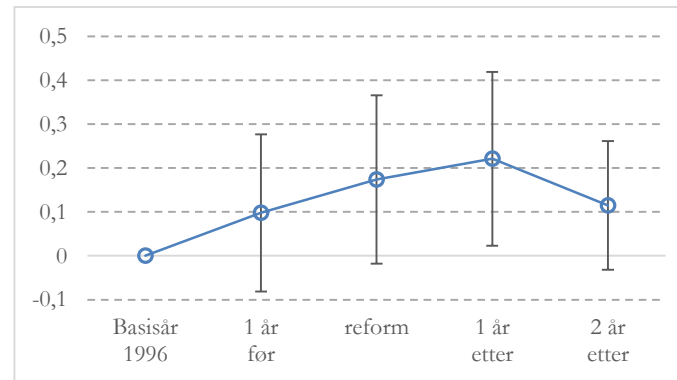


Figur A.10.3: Robusthetssjekk for tabell 7.6

46-61 år, varehandel



25-29 år, varehandel



16-19 år, bygg- og anlegg

