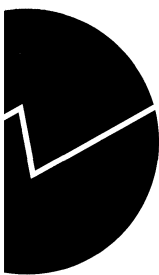


Dennis Fredriksen og Gina Spurkland

**Framskrivning av
alders- og uføretrygd ved hjelp
av mikrosimuleringsmodellen
MOSART**

Rapport

Rapport



Dennis Fredriksen og Gina Spurkland

**Framskrivning av
alders- og uføretrygd ved hjelp
av mikrosimuleringsmodellen
MOSART**

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Tall kan ikke offentliggjøres	Not for publication	: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

ISBN 82-537-3945-1
ISSN 0332-8422

Emnegruppe

25 Sosiale forhold og sosialvesen

Emneord

Folketrygden
Framskrivingsmodell
Mikrosimulering
Trygd

Design: Enzo Finger Design
Trykk: Falch Hurigtrykk

Forord

Folketrygdens utgifter vil øke i ti-årene framover, noe som skyldes opptrapping av pensjonsytelsene og etterhvert en økende andel eldre i befolkningen. Den forventede utgiftsveksten har skapt bekymringer, og i 1992 ble det foretatt innstramninger i muligheten til å tjene opp tilleggspensjoner. Det er behov for planleggingsmodeller som kan si noe om disse forholdene. MOSART er en mikrosimuleringsmodell som framskriver livsbanene for et representativt utvalg av Norges befolkning med hensyn til demografiske kjennetegn, utdanning, trygdestatus og yrkesdeltaking. Denne publikasjonen dokumenterer prosjektet med å utvikle denne modellen til et verktøy for analyser av folketrygdens utgifter til alders- og uførepensjon. Spesielt er den nye modellversjonen egnet til analyser av utviklingen i utgiftene i forhold til endringer i befolkningsutviklingen, tilgangen av uføre, yrkesdeltakingen og beregningsreglene for alders- og uførepensjon.

Framskrivningene omfatter både arbeidsstyrken og pensjonsytelsene, og en hypotetisk pensjonsavgift kan beregnes som forholdet mellom samlede pensjoner og samlede lønnsutbetalinger. Framskrivningene viser at denne pensjonsavgiften vil begynne å stige betydelig etter år 2010, så fremt grunnbeløpet, og dermed tilleggspensjonene økes i takt med lønnsnivået. Dette resultatet er i tråd med tidligere framskrivinger av folketrygden, og skyldes i hovedsak veksten i antall pensjonister etterhvert som de store etterkrigskullene når pensjonsalder. Virkningsberegninger viser at tilgangen av uføre, yrkesdeltakingen, beskatningen av pensjonister i forhold til yrkesaktive og veksten i grunnbeløpet vil ha stor betydning for utviklingen i pensjonsavgiften.

Prosjektet har omfattet tilrettelegging av data, analyser av overganger til uførhet og yrkesdeltaking, samt programmering av en simuleringsmodell og beregningsrutiner for pensjonsytelser. Publikasjonen dokumenterer både utviklingsarbeidet, simuleringsmodellen og noen framskrivingsresultater. Dennis Fredriksen har ledet arbeidet med å utvikle MOSART til en trygdemodell og Gina Spurkland har programmert simuleringsmodellen. Prosjektet har blitt finansiert gjennom NORAS. Rikstrygdeverket har velvillig stilt sine registerdata for opptjente pensjonsrettigheter til rådighet for prosjektet.

Statistisk sentralbyrå,
Oslo, 16. november 1993

Svein Longva

Innhold

1. Innledning	7
1.1. Sammendrag	8
1.2. Andre modeller for trygd	9
2. Beregningsregler for pensjonsytelser	11
3. Befolkningsgrunlaget i modellen	15
4. Analyser av overganger til trygd	17
4.1. Analyse av uføretrygd - metoder	17
4.2. Analyse av uføretrygd - resultater	19
4.3. Andre overganger i forhold til trygdesystemet	22
5. Analyser av yrkesdeltaking	23
5.1. Arbeidsstyrketall	23
5.2. Fordeling av arbeid	24
5.3. Fordeling av arbeidsinntekter	25
6. MOSART	29
6.1. Simuleringsmodellen	29
6.2. Tidsbegrep	30
6.3. Demografiske kjennetegn	31
6.4. Skolegang	32
6.5. Trygdestatus	32
6.6. Yrkesdeltaking	33
6.7. Usikkerhet i modellen	34
7. Simuleringsresultater	39
7.1. Referansebanen	39
7.2. Befolkningsutviklingen	43
7.3. Arbeidsmarkedet	45
7.4. Likestilling på arbeidsmarkedet	47
7.5. Regulering av grunnbeløpet	49
Tabellvedlegg	51
Referanser	57
Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk sentralbyrå	58

1. Innledning¹

Folketrygden ble opprettet i 1967 og utgjør en viktig del av den norske velferdsstat. Folketrygdens alders- og uførepensjon består av en minstepensjon som alle pensjonister får og en tilleggspensjon som beregnes i forhold til tidligere arbeidsinntekter for den enkelte pensjonist. Opparbeidingen av rettigheter til tilleggspensjoner utgjør framtidige krav på utbetalinger fra folketrygden, og har således langsiktige virkninger for både privat- og samfunnsøkonomien. Det er blitt reist tvil om Norge vil klare å opprettholde de ambisjonene som ligger i systemet med tilleggspensjoner fra folketrygden. En viktig faktor vil være den økende andel eldre i Norge i neste århundre.

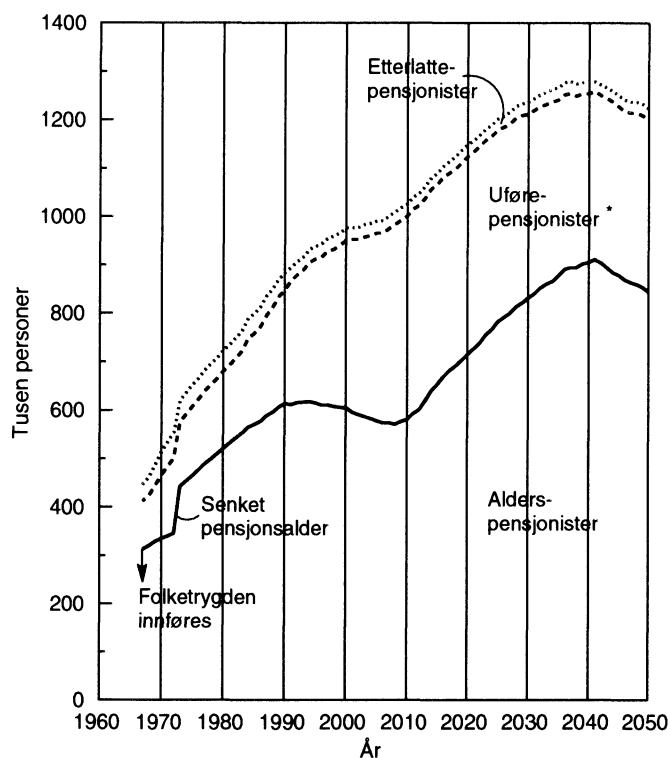
Blant annet vil antallet alders- og uførepensjonister begynne å øke drastisk fra år 2010 etter hvert som de store etterkrigskullene nærmer seg pensjonsalderen (se figur 1.1). I tillegg vil denne eldrebølgen trolig komme samtidig med en svakere utvikling i arbeidsstyrken.

Allerede i dag må Stortinget fatte beslutninger som vil påvirke folketrygden og norsk økonomi minst 30 til 40 år inn i framtida. Usikkerhet omkring folketrygden vil kunne ha store konsekvenser for den enkeltes private pensjonssparing. På denne bakgrunn er det ønskelig med planleggingsmodeller som kan si noe om utviklingen i folketrygden og mulige konsekvenser av de beslutninger som fattes i dag. Et slikt verktøy er mikrosimuleringsmodellen MOSART². Den gir et konsistent bilde av utviklingen med hensyn til de faktorer som bestemmer opp-tjeningen av pensjonsrettigheter og utbetalingen av alders- og uførepensjon fra folketrygden. Modellen starter med et utvalg av befolkningen i ett gitt år og simulerer det videre livsløpet for hvert enkelt individ i dette utvalget. Simuleringen gjennomføres ved at modellen for hvert individ trekker om visse begivenheter skal inntreffe i løpet av neste år med sannsynligheter som er avhengig av kjennetegn ved individet selv. Når dette gjøres for tilstrekkelig mange individer kan man si noe om befolkningen.

MOSART har til nå simulert begivenhetene inn- og utvandring, død, fødsler, ekteskap, utdanning og arbeidstilbud. For hvert år som simuleres legges nye individer til utvalget i form av nye kull 16-åringer og innvandrere. Resultatet av simuleringen blir en modellpopulasjon med simulerte livshistorier for alle individer i utvalget. Når utvalget er representativt for befolkningen, kan man gitt forutsetningene bak simuleringen, si noe om befolkningen i Norge i framskrivingsperioden. Det er relativt enkelt å forandre forutsetningene bak simuleringene, og modellen kan vise hvor robust framskrivningen er mot endringer i forutsetningene, for eksempel lavere befolknings-tilvekst.

For det enkelte individ er det en nær sammenheng mellom yrkeskarriere, overgangen til trygd og pensjonsrettighetene i folketrygden. Det betyr at utvidelsen av MOSART til en

Figur 1.1 Antall pensjonister



*) Fortsatt høy tilgang av uføre (1989-nivå).

1 Arbeidet med å utvikle MOSART til en trygdemodell har foregått i en prosjektgruppe som i tillegg til forfatterne har bestått av Leif Andreassen, Helge Brunborg, Andre Hvaal Hansen, Tone Heimdal og Nico Keilman. Charlotte Koren og Olav Ljones har lest utkastet til rapporten og bidratt med nyttige kommentarer. Andre Hvaal Hansen har tilrettelagt figurene og Marit Vågdal har redigert rapporten.
 2 MOSART er et akronym for "MOdell for mikrosimulering av Skolegang, ARbeidstilbud og Trygd".

trygdemodell er nyttig for framskrivinger av både arbeidsstyrken og folketrygdens økonomi. Pensjonsrettighetene avhenger av hele yrkeshistorien for hvert individ. MOSART gir individuelle yrkeshistorier som kan brukes til å beregne disse pensjonsrettighetene. Modellen tar også hensyn til at omfanget av uføretrygd har stor innflytelse på yrkesdeltakingen. MOSART har blitt brukt til (langsiktige) framskrivinger av arbeidsstyrken i forbindelse med for eksempel langtidsprogram. Bakgrunnen for valget av mikrosimulering som framskrivingsmetode og en detaljert beskrivelse av den forrige utgaven av MOSART finnes i Andreassen et al (1993). De delene av simuleringen som er lite endret i forhold til Andreassen et al (1993), i første rekke demografiske kjennetegn og skolegang, blir derfor bare kort omtalt i denne rapporten.

Utviklingen av MOSART til en trygdemodell har omfattet en rekke delprosjekter. Det har vært nødvendig å få med opplysninger for modellpopulasjonen om allerede opptjente rettigheter i folketrygden. Dette har krevd omfattende arbeid med tilrettelegging av data for modellen. Videre må vi i framskrivingen kjenne bestanden av alders- og uførepensjonister, og dette krever simulering av trygdestatus. For å få til dette har det vært nødvendig med analyser av tilgangen av uførepensjonister. Modellen må også si noe om de pensjonsrettighetene disse pensjonistene vil få, noe som har krevd en utvidelse av simuleringen av arbeidstilbudet til å omfatte arbeidsinntekter. Til slutt har prosjektet omfattet programmering av simuleringmodellen og beregningsrutiner for pensjonsytelser.

For de som primært er interessert i framskrivingen av folketrygdens utgifter er det nok å lese innledningen, 2. Beregningsregler for pensjonsytelser og 7. Simuleringsresultater.

1.1. Sammendrag

Kapittel 2 beskriver beregningsreglene for pensjonsytelser fra folketrygden, da disse reglene har stor betydning for hvordan modellen bør spesifiseres. MOSART inneholder de opplysningene som er nødvendige for beregning av ytelser til alders-, uføre- og etterlattepensjonister, med noen forenklinger. Spesielt er overgangsordninger i forbindelse med regelendringer noe forenklet. Kapittel 3 beskriver datagrunnlaget for modellen. Tilgangen på data er viktig og legger begrensninger på hva som er mulig å oppnå. Allerede opptjente pensjonsrettigheter vil påvirke utbetalingene til alders- og uføretrygd i mange år framover, og det er derfor viktig at modellen får med disse opplysningene for det utvalget vi simulerer. Dette har vi oppnådd ved å koble ulike kilder registerstatistikk. Dette data-materialet kan også ha interesse for andre analyse- og statistikkformål.

Kapittel 4 beskriver analysene av overgangene inn i (og ut av) alders-, uføre- og etterlatteulygd. De estimerte parametrene som beskriver overgangene, er viktige fordi de brukes til å bestemme bestanden av pensjonister i modellen. Spesielt er beskrivelsen av tilgangen av nye uføre viktig, fordi det er store forskjeller mellom ulike befolkningsgrupper i risikoen for å bli ufør. Det er viktig å fange opp disse forskjellene i uførisiko for at framskrivingen skal bli god. I analysen av

overganger til uførhet har vi brukt en enkel logit-modell som gir en beskrivelse av hvilke kjennetegn som er viktig for risikoen for å bli ufør. Vi har trukket inn forklaringsvariablene kjønn, alder, ekteskapeleg status, yrkesdeltaking og utdanningsnivå. Av resultatene kan vi nevne at menn med bare grunnskole/folkeskole har en risiko for å bli ufør som er fem til ti ganger høyere enn for menn med utdanning på hovedfagsnivå. De andre strømmene i forhold til alders-, uføre- og etterlattepensjon er mindre viktige, enten fordi de angår færre personer eller er knyttet til andre begivenheter som aldersgrenser. Disse mindre viktige overgangene er beskrevet med tabeller med overgangssannsynligheter.

Kapittel 5 beskriver analysene av yrkesdeltaking som både knyttes til pensjongivende inntekt og begreper hentet fra Statistisk sentralbyrås arbeidskraftundersøkelser (AKU). Disse analysene er viktige for framskrivingen av både pensjonsrettighetene som opparbeides og den arbeidsstyrken som kan være med å finansiere disse utgiftene. Analysene er to-delt med en del for yrkesprosjenter og en del for inntektsdannelsen. I analysen av yrkesprosjenter har det vært nødvendig å koble AKU og trygdestatistikken. Årsaken er at AKU er utformet slik at personer som kombinerer uførepensjon og (deltids)jobb i stor grad bare blir registrert som yrkesaktive. Etter koblingen av AKU og trygdestatistikken viser det seg at hele bestanden av uførepensjonister har en yrkesprosent på 15-20 prosent mot tilsynelatende bare 3 prosent i AKU. Analysene av yrkesdeltakingen bygger også i hovedsak på logit-modeller hvor vi trekker inn forklaringsvariable som kjønn, alder, skolegang, utdanningsnivå, trygdestatus, ekteskapeleg status, antall barn og yngste barns alder. Spesielt viser det seg at alder har liten direkte effekt på yrkesdeltakingen, men at alderseffektene i stor grad er knyttet til aldersavhengige begivenheter som skolegang, omsorg for småbarn og alders- og uføretrygd.

Kapittel 6 gir en beskrivelse av simuleringmodellen, og tabell 1.1.1 gir en oversikt over de kjennetegn som inngår i denne modellen. Simuleringen av demografiske kjennetegn er valgt slik at resultatene langt på vei tilsvarer framskrivingsalternativet KM1-90 i Statistisk sentralbyrås offisielle befolkningsframskrivinger (se Statistisk sentralbyrå (1991)). Nettoinnvandringen er på 5 000 personer per år, levealderen øker med 1-2 år fram mot år 2010 og samlet fruktbarhetstall³ er på 1,87. Utdanningsovergangene er kalibrert slik at modellen om lag treffer antall elever og studenter i året 1991. Tilgangen av uføre er satt til 1989-nivå, som er et høyt nivå sammenlignet med årene før og etter 1989. Nivået på arbeidsstyrken tilsvarer

Tabell 1.1.1 Kjennetegn som simuleres i MOSART

- Inn- og utvandring
- Dødelighet
- Fødsler
- Bevegelser i ekteskapeleg status og valg av ektefelle
- Skolegang og innvirkning på utdanningsnivå
- Trygdestatus (alders-, uføre- og etterlatteulygd)
- Arbeidstilbud og arbeidsinntekter

³ Samlet fruktbarhetstall er gjennomsnittlig antall barn en kvinne vil føde hvis hun gjennomlever hele sin fruktbare periode.

at yrkesprosjenter etter blant annet kjønn, alder, utdanning og trygdestatus forblir konstant lik nivået i 1991. Veksten i real-lønn per normalårsverk betyr lite så lenge grunnbeløpet i folketrygden reguleres i forhold til lønnsutviklingen⁴. Grunnbeløpet er "måleenheten" i folketrygden og er med å bestemme nivået på pensjonytelsene (se kapittel 2). Vi har antatt at grunnbeløpet og dermed de enkelte pensjoner økes i takt med lønnsnivået. Dette er i tråd med de fleste offentlige utredninger av folketrygden.

Denne nye framskrivningen med MOSART gir med disse forutsetningene ikke noe vesentlig nytt bilde av utviklingen i folketrygden, for eksempel sammenlignet med Andreassen et al (1988). Dette er heller ingen overraskelse, da utviklingen i folketrygden i stor grad er knyttet til stabile demografiske prosesser eller politiske beslutninger som utviklingen i grunnbeløpet. En sentral parameter i denne sammenheng vil være en hypotetisk pensjonsavgift, beregnet som forholdet mellom samlede utgifter til alders-, uføre og etterlattepensjon og samlede lønnsinntekter. Fram mot år 2010 blir det ingen eller liten økning i en slik pensjonsavgift, noe avhengig av veksten i antall uførepensjonister. I gunstig retning trekker den demografiske utviklingen som både gir færre alderspensjonister og flere personer i arbeidsstyrken. Dette motvirkes av en fortsatt opptrapping av tilleggspensjonene i folketrygden, som følge av at nye pensjonister vil ha lengre opptjeningstid i folketrygden⁵. En fortsatt høy tilgang av nye uførepensjonister kan også bidra til en viss utgiftsvekst. Etter år 2010 og fram mot år 2030 vil det komme en betydelig økning i folketrygdens utgifter, etter hvert som de store etterkrigskullene går over på alders- og uførepensjon. Tilleggspensjonene vil fortsatt øke noe gitt at grunnbeløpet følger lønnsnivået, fordi dagens unge kvinner vil ha lengre yrkeskarrierer bak seg enn sine mødre. På det høyeste vil den beregnede pensjonsavgiften være i overkant av 30 prosent, mot bare 17-18 prosent i 1993. Etter år 2030 vil pensjonsavgiften flate ut og holde seg på et nivå i underkant av 30 prosent med de forutsetninger som er gjort omkring nettoinnvandring, dødelighet med mere.

MOSART kan nå gi et konsistent bilde med hensyn til viktige faktorer i folketrygdens utvikling. Spesielt vil dette gjelde mellom opptjeningen av pensjonsrettigheter og de faktorer som bestemmer opptjeningen av rettighetene; yrkesdeltaking, tilgang av uføre, fødsler med mere. Dette er viktig ved analyser som går på å endre forutsetningene bak simuleringen. I kapittel 7 gir vi en nærmere beskrivelse av referansebanen og en rekke beregninger med andre forutsetninger. Her framgår det at spesielt reguleringen av grunnbeløpet vil være viktig for folketrygdens utvikling. Et beregningsalternativ er at grunnbeløpet bare vil bli prisjustert slik at tilleggspensjonene sakter akterut i forhold til lønnsnivået. Samtidig økes særtillegget⁶ så mye at minstepensjonene følger lønnsnivået. Dette vil være en mer realistisk beskrivelse av den politikk som faktisk har vært ført siden folketrygdens opprettelse. En reallønnsvekst på 2 prosent i året vil da føre til at tilleggspensjonene automatisk

blir avviklet i løpet av 30-50 år (se kapittel 2). I en slik situasjon vil pensjonsavgiften forbli uendret gjennom hele framskrivingsperioden.

Folketrygden kan finansieres på andre måter enn å skattelegge lønnsinntekter, og en mulighet er å utvide skattegrunnlaget til å omfatte både lønnsinntekter og pensjoner. Dette innebærer en mer lik beskatning av lønns- og pensjonsinntekter enn tilfellet er i dag, og kan dempe veksten i skattesatsene betydelig. Spesielt vil en sterk økning i pensjonsutgiftene samtidig gi en økning i skattegrunnlaget, og bidra til å dempe utslagene i skattesatsene.

Vi har sett på virkningene av "ikke urimelige" utslag i forutsetningene i befolkningstilveksten, og hver for seg endrer de ikke bildet av utviklingen vesentlig. Imidlertid kan en kombinasjon av at forventet levealder øker med 5-6 år, samlet fruktbarhetstall synker til 1,68 og ingen innvandring gjøre at folketrygden blir vesentlig tyngre å bære. En relativt moderat bedring av situasjonen på arbeidsmarkedet kan være nok til å demme opp for dette. En økning i yrkesfrekvensene til 1987-nivå, en nedgang i tilgangen av uføre til 1986-nivå og en fortsatt økning i kvinners yrkesdeltaking vil være tilstrekkelig i så måte.

Vi har også beregnet virkningene av de tiltakene som er satt i verk for å dempe veksten i folketrygdens utgifter. De delene av 1992-reformen som omfatter lavere opptjeningstak og lavere tilleggsprosent (se kapittel 2), vil på lang sikt dempe utgiftene til alders- og uførepensjon med rundt 10 prosent. Det tar imidlertid 50-60 år før 1992-reformen får tilnærmet fullt gjennomslag. I tillegg har vi sett på betydningen av at grunnbeløpet relativt sett har økt mindre enn lønnsnivået. Vi har anslått at grunnbeløpet har vokst om lag 20 prosent mindre enn normalårslønnene siden folketrygdens opprettelse i 1967. Hadde grunnbeløpet fulgt lønnsnivået fra 1967 og 1992-reformen ikke blitt gjennomført (opptjeningstaket og tilleggsprosenten), ville utgiftene til alders- og uførepensjon ligget nærmere 20 prosent høyere enn referansebanen på lang sikt.

1.2. Andre modeller for trygd

Dette avsnittet omtaler kort andre modeller, i hovedsak i Statistisk sentralbyrå, som har relevans for analyser av alders- og uføretrygd fra folketrygden, og hvordan disse modellene står i forhold til MOSART som trygdemodell.

BEFREG er en modell som framskriver befolkningen etter kjønn, alder og bostedskommune. Mange analyser av folketrygden bygger først og fremst på betraktninger av aldersfordelingen. *BEFREG* har den styrken at modellen kan levere kommunetall. Framskrivningene fra *BEFREG* blir regnet som Statistisk sentralbyrås offisielle befolkningsprognose, og finnes dokumentert blant annet i Statistisk sentralbyrå (1991). Befolkningstallene i MOSART kan gjøres tilnærmet konsistente med befolkningstallene i *BEFREG*.

4 Denne påstanden har i stor grad generell gyldighet fordi grunnbeløpet brukes til å beregne pensjonsrettighetene og pensjonytelsene ved henholdsvis divisjon og multiplikasjon, se kapittel 2 for detaljer. I tillegg kommer at i denne versjonen av MOSART vil ikke inntektsveksten påvirke fordelingen av inntekt i ett enkelt år, og inntektstallene kan derfor ganges opp med en vilkårlig antatt reallønnsvekst.

5 Det er bare arbeidsinntekter etter folketrygdens opprettelse i 1967 som inngår i beregningen av pensjonytelsene, se kapittel 2.

6 En ytelse som kun tilfaller minstepensjonister, se kapittel 2.

LOTTE er en skattemodell som brukes til å beregne provenyvirksomheter og fordelingsvirkninger på kort sikt av endringer i skattesystemet. Modellens datagrunnlag består av et utvalg selvangivelser, og gitt at inntektspostene ikke endres, kan modellen brukes til å beregne effekten av endringer i skattesatser, skattegrunnlag med mere. Det er planer om å utvide modellen til å omfatte stønadsordninger som faller inn under folketrygden. En nærmere beskrivelse og eksempel på bruk av *LOTTE* finnes i Thoresen (1993). *ODIN* er en typehusholdsmodell som er spesielt egnet til å følge fordelingsvirkninger over tid av endringer i skatte- og trygdesystemet for nærmere spesifiserte husholdningstyper. *ODIN* finnes dokumentert i Koren og Kornstad (1992). Modellene *LOTTE/ODIN* og *MOSART* dekker analyser av utviklingen på henholdsvis kort og lang sikt, og det er lite overlapp mellom disse modellene. *MAFO* var tidligere Statistisk sentralbyrås modell for alderspensjoner fra folketrygden, og finnes beskrevet i Koren (1979). Av ulike grunner har *MAFO* ikke blitt oppdatert, og er nå nedlagt i og med at *MOSART* har blitt utvidet til en trygdemodell.

MODAG er en makroøkonomisk modell som er egnet til analyser av norsk økonomi på mellomlang sikt, det vil si 1-30 år. Modellen belyser samspillet mellom ulike deler av økonomien, deriblant tilbud av og etterspørsel etter arbeidskraft. I en nyere versjon av modellen er det innarbeidet moduler som beskriver sammenhengen mellom uførepensjon og arbeidsmarkedet. Tilgangen av uføre avhenger av arbeidsledigheten, kvinners yrkesdeltaking og uførepensjonens gjennomsnittlige kompensasjonsgrad. Uføremodulens svakere sider er en grov modellering av demografiske kjennetegn og at aggregeringen over individer dekker til viktige sider ved pensjonssystemet. Utgifter til alderspensjon er enkelt modellert, og bygger på en framskrivning av antall personer over 67 år, en nærmere spesifisert vekst i grunnbeløpet og utviklingen i gjennomsnittlige alderspensjoner målt i antall grunnbeløp. Sistnevnte kan hentes fra *MOSART*. En nærmere beskrivelse av uføremodellen i *MODAG* finnes i Bowitz (1992).

MSG er en makroøkonomisk modell som er egnet til analyser av norsk økonomi på lang sikt. I motsetning til *MODAG* forutsetter *MSG* at økonomien er i likevekt i den forstand at alle ressurser til enhver tid blir fullt utnyttet, inklusive arbeidskraft. Modellen er dermed egnet til å vise hvilke muligheter Norge har på lang sikt, gitt de forutsetninger som gjøres om økonomiens virkemåte og produktivitetsutviklingen. Nylig har *MSG* blitt utvidet til å omfatte analyser av alderspensjoner. Dette omfatter en enkel for-modell som gir anslag på veksten i ytelsene til alderspensjonister, og en implementering av disse utgiftspostene i makromodellen. Det er en overkommelig oppgave å presentere framskrivninger med *MOSART* og *MSG* som opererer med samme forutsetninger omkring arbeidsstyrke, reallønnsnivå, pensjonsytelser og pensjonsutgifter. Bruken av *MSG* som modell for alderspensjoner er omtalt i blant annet Holtsmark (1993).

KIRUT er et data- og analyseprosjekt igangsatt av Sosialdepartementet som skal se på Klienstrømmer Inn i, Rundt i og Ut av Trygdesystemet. Prosjektet omfatter både tilrettelegging av trygdedata og analyser av trygdesystemet. Fordi datamaterialet i *KIRUT* mangler personer over 67 år og fullstendige pensjonspoengrekker, er *KIRUT* uegnet som grunnlag for modellpopulasjonen i *MOSART*.

Rikstrygdeverket (RTV) har utviklet framskrivningsmodeller for alders- og uførepensjon fra folketrygden til bruk i (internt) budsjettarbeid. Disse modellene er blant annet dokumentert i Haga (1992) og Rikstrygdeverket (1993). I forhold til disse modellene har *MOSART* et bedre grep på sammenhengen mellom pensjonsopptjening, arbeidsstyrke og befolknings-tilvekst (fødsler), da *MOSART* har modellert også de to sistnevnte eksplisitt.

2. Beregningsregler for pensjonsytelser

Et av siktemålene med folketrygden er å sikre enkeltindivider ved bortfall av arbeidsinntekter ved høy alder og varig nedsatt ervervsevne⁷. Dette gjøres ved at alle personer som oppfyller visse betingelser har krav på alders-, uføre- eller etterlattepensjon fra folketrygden. Disse ytelsene skal både sikre en minimumsinntekt for disse gruppene og samtidig bidra til å opprettholde det inntektsnivået den enkelte pensjonist tidligere har vært vant til. Pensjonsytelsene består derfor av en minstepensjon som alle får og en tilleggspensjon som beregnes på grunnlag av de arbeidsinntekter den enkelte pensjonist har hatt gjennom sitt tidligere yrkesliv. I dette kapitlet gjøres det rede for disse beregningsreglene slik de er implementert i modellen.

Kriterier for å få pensjon

Alle personer som har vært bosatt i Norge i en viss tid⁸ har krav på alders-, uføre- eller etterlattepensjon hvis de oppfyller et av disse kravene:

Alderspensjon

- 70 år og eldre
- 67-69 år og redusert/ingen yrkesdeltaking

Uførepensjon

- 16-66 år, varig nedsatt ervervsevne med minst 50 prosent og begrenset yrkesdeltaking

Etterlattepensjon

- 16-66 år, enke/enkemann og begrensede inntekter

Grunnbeløpet

Både pensjonsrettighetene og -ytelsene i folketrygden er knyttet til en egen målestokk hvor måleenheten er *grunnbeløpet*, ofte forkortet til G. Reguleringen av grunnbeløpet er bestemt i loven og skjer ved stortingsvedtak, normalt gjeldende fra mai måned hvert år. I 1992 var årsgjennomsnittet for grunnbeløpet 36 200 kroner.

Pensjonsrettigheter

Pensjonsrettighetene i folketrygden skal reflektere et gjennomsnittlig inntektsnivå over hele yrkeslivet, og er knyttet til gjennomssnittsinntekten i de årene man var yrkesaktiv (sluttpoengtallet) og antallet yrkesaktive år (poengår). Beregningen av sluttpoengtallet og poengår bygger på *pensjonsgivende inntekt* som er summen av alle arbeidsrelaterte inntekter. Ved folketrygdens opprettelse omfattet pensjonsgivende inntekt bare lønns- og næringsinntekt. Senere har sykelønn, arbeidsledighetsstrygd og lønn ved omsorgspermisjon blitt inkludert. I 1992 ble også attføringspenger inkludert i inntektsbegrepet, men dette fanges ikke opp i denne versjonen av MOSART. Personer som ved utgangen av året er i alderen 17-69 år får for hvert enkelt år beregnet et *pensjonspoeng* (PP) med utgangspunkt i pensjonsgivende inntekt samme år:

$$\text{Pensjonspoeng} = (\text{Inntekt} - \text{Grunnbeløpet}) / \text{Grunnbeløpet}$$

Årlige inntekter under 1G gir ikke pensjonspoeng og dermed heller ingen pensjonsrettigheter. Inntekter utover 6G deles med tre ganger grunnbeløpet, og inntekter utover 12G tas ikke med i beregningen av pensjonspoenget. Disse to inntektsgrensene (6G/12G) utgjør et opptjeningstak i folketrygden, se figur 2.1 og 2.2 for detaljer. Før 1992 var knekkpunktet noe høyere; 8G.

Enkelte personer får tilstått pensjonspoeng på annet grunnlag enn egne arbeidsinntekter. Uførepensjonister får tildelt et beregnet uførepoeng (BUP) som en erstatning for de pensjonspoengene de ville ha opptjent hvis de ikke hadde blitt uføre. BUP gjøres gjeldende fra det tidspunkt man blir ufør og fram til man ville gått over på alderspensjon (67 år). BUP blir normalt beregnet som gjennomsnittet av de pensjonspoengene man hadde de tre siste årene før man ble ufør⁹. Personer som blir uføre før de blir 24 år får tildelt et BUP som er minimum 3,3. Gifte personer som dør får tildelt pensjonspoeng som om de skulle ha blitt uføre samme år, og dette har betydning hvis

7 Se for eksempel stortingsmelding nr.12 (1988-89), avsnitt 1.3.

8 MOSART har en enkel modellering av inn- og utvandring, og vi har derfor gjort den forenkling at alle personer i modellpopulasjonen har bodd lenge nok i landet til å få full trygdetid (40 år). Det betyr at vi overvurderer pensjonsnivået for noen personer med kortere trygdetid, men samtidig utelukker vi alle alderspensjonister som er bosatt i utlandet som har krav på ytelse fra folketrygden.

9 Alternativt kan BUP beregnes som gjennomsnittet av den beste halvparten av alle pensjonspoengene personen har opptjent, men dette har vi valgt å se bort fra i MOSART. Videre har vi i MOSART valgt å bruke gjennomsnittet av de tre beste pensjonspoengene i de fem siste årene før man ble ufør. Grunnen til dette er at vi simulerer når personen eventuelt begynner å motta uførepensjon, mens BUP beregnes i forhold til tidspunktet man ble ufør. Av ulike grunner som saksbehandling, attføring med mere, vil det ofte oppstå et avvik på 1-2 år mellom disse to tidspunktene. Likevel er det grunn til å tro at tilnærmingen likevel undervurderer BUP, slik at uførepensjonene av denne grunn blir 1-3 prosent for lave.

den gjenlevende ektefellen arver pensjonsrettighetene. Fra og med 1992 får kvinner (og menn) som har omsorg for barn under 7 år eller andre omfattende omsorgsoppgaver minimum 3 pensjenspoeng. Denne versjonen av MOSART fanger bare opp omsorgspoeng i forhold til kvinnens egne barn.

Ut fra pensjenspoengene beregnes antall poengår og slutt-poengtallet. Antall poengår er antall år man har hatt (positive) pensjenspoeng, det vil si pensjensgivende inntekt større enn 1G. Har man flere enn 40 poengår settes antall poengår til 40, og dette definerer samtidig full opptjeningstid i folketrygden. Sluttpoengtallet er gjennomsnittet av de 20 beste pensjenspoengene, kjent som besteårsregelen. Har man færre enn tyve pensjenspoeng, beregnes gjennomsnittet av de pensjenspoengene man faktisk har fordi effekten på pensjonen likevel blir fanget opp gjennom antall poengår. Er antall poengår mindre enn tre har man ikke krav på tilleggspensjon. Arbeidsinntekter før folketrygdens opprettelse i 1967 inngår ikke i beregningen av antall poengår og sluttpoengtallet. Dermed er det bare personer født etter 1949 som vil få hele yrkeshistorien med i beregningen av tilleggspensjoner (se også fotnote 10).

Pensjonsytelser

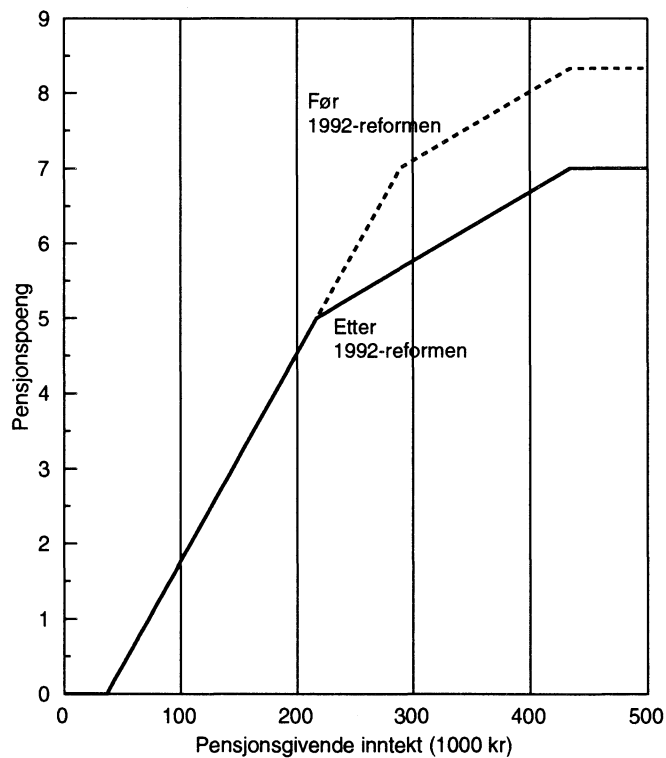
Alders-, uføre og etterlattepensjon består hovedsaklig av tre komponenter:

$$\text{Pensjon} = \text{Grunnpensjon} + \text{Maksimum av (Særtilllegg, Tilleggspensjon)}$$

For pensjonister som er gift med en annen pensjonist utgjør grunnpensjonen 0,75G og særtillegget om lag 0,55G (1992). For andre pensjonister utgjør grunnpensjonen 1G og særtillegget om lag 0,61G (1992). Pensjonister som forsørger ektefelle over 60 år får et forhøyet særtillegg, men dette er utelatt i denne versjonen av MOSART. Summen av grunnpensjonen og særtillegget omtales som *minstepensjon* og er den ytelsen alle alders-, uføre- og etterlattepensjonister er sikret. Særtilllegget blir avkortet mot tilleggspensjonen krone for krone, og ved å regulere særtillegget kan man øke minstepensjonen uten å øke inntektsnivået for de med (høye) tilleggspensjoner. Tilleggspensjonen beregnes på grunnlag av sluttpoengtallet og antallet poengår etter følgende hovedregel¹⁰:

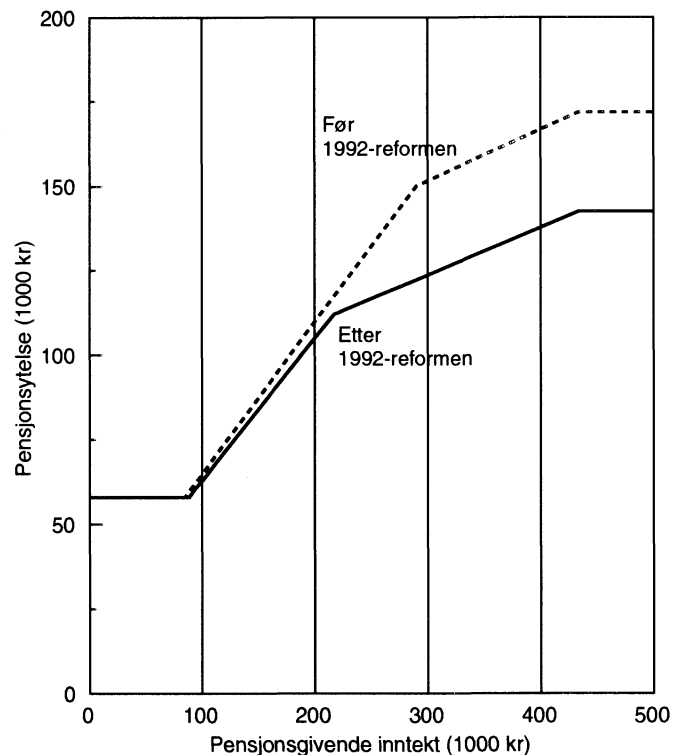
$$\text{Tilleggspensjon} = \text{Tilleggsprosent} \cdot \text{Grunnbeløp} \cdot \text{Sluttpoeng} \cdot (\text{Poengår}/40)$$

Figur 2.1 Pensjenspoeng etter inntekt



Grunnbeløp = 36 200 kr (1992-nivå).

Figur 2.2 Pensjoner for enslige



Grunnbeløp = 36 200 kr (1992-nivå).

Antatt full opptjeningstid og at grunnbeløpet og lønnsnivået er konstant.

10 Personer født før 1937 har ikke hatt muligheten til å få full opptjeningstid eller 40 poengår, fordi det er mindre enn 40 år fra folketrygdens opprettelse i 1967 og fram til det året de når en alder på 70 år. Overkompensasjonsregelen ivaretar dette hensynet ved å øke betydningen av hvert poengår. For personer født før i årene 1917-1936 divideres ikke antall poengår med 40, men med antall poengår de maksimalt kan/kunne få, det vil si fødeår minus 1897. For personer født før 1917 divideres det med 20 år. Overkompensasjonsregelen gjelder bare den delen av sluttpoenget som ikke overskrider 4, for resten av sluttpoenget beregnes tilleggspensjonen med de samme reglene som for de født etter 1936.

Tilleggsprosenten var i 1992 på 42 prosent¹¹, og dette angir grovt hvor mange øre pensjonen øker med når det tidligere inntektsnivået i gjennomsnitt var 1 krone høyere. Pensjonister som er enker og enkemenn kan få tilstått tilleggspensjon på grunnlag av den avdøde ektefellens opptjente pensjonsrettigheter. Etterlattepensjonister får 55 prosent av den tilleggspensjonen ektefellen ville fått. Alderspensjonister som er enker/enkemenn kan velge mellom egen tilleggspensjon eller 55 prosent av summen av egen og avdødes tilleggspensjon. Personer som er delvis uføre får avkortet tilleggspensjonen proporsjonalt med uføregraden. Personer som er etterlattepensjonister får redusert pensjon hvis de har forventede arbeidsinntekter over ett halvt grunnbeløp.

Nedenfor og i figur 2.2 følger en oppsummering av nivået på pensjonsytelsene gitt to forutsetninger. For det første omfatter dette bare personer med muligheten for full opptjeningstid i folketrygden (40 poengår). For det andre er det forutsatt at grunnbeløpet, lønnsnivået og prisnivået er konstant fra og med 1992:

Personer med lave inntekter og/eller få yrkesaktive år
 ⇒ Minstepensjon som i 1992 var på 58 000 kroner for enslige

Personer med "middels" inntekter og "lange" yrkeskarrierer
 ⇒ 40-60 prosent av gjennomsnittlig bruttoinntekt i de tyve "beste inntektsårene"

Personer med "høye" inntekter
 ⇒ Pensjon på om lag 4G, som i 1992 utgjorde om lag 145 000 kroner

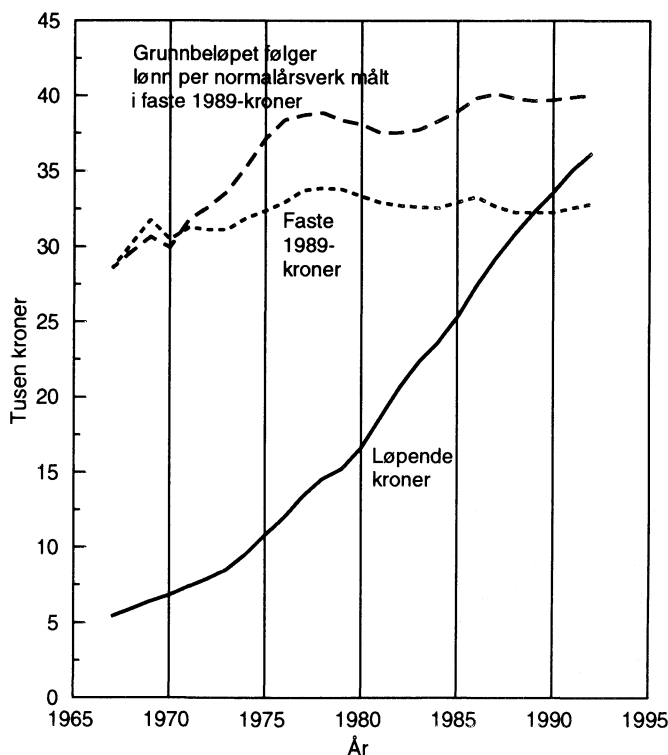
Justeringer av grunnbeløpet og særtillegget

På grunn av pris- og inntektsutviklingen må grunnbeløpet og særtillegget justeres for at intensjonene i folketrygden skal bli opprettholdt. Reguleringen av grunnbeløpet vil påvirke både pensjonsopptjeningen og pensjonsytelsene. Disse justeringene spiller en sentral rolle i inntektsoppgjørene for alle pensjonister i folketrygden, og reguleringen av grunnbeløpet er blant annet drøftet i NOU 1990:8. I denne rapporten har vi tatt utgangspunkt i følgende to strategier:

- (i) Grunnbeløpet økes i takt med lønnsnivået, mens særtillegget holdes fast.
- (ii) Grunnbeløpet økes i takt med prisene og særtillegget økes slik at minstepensjonene øker i takt med lønnsnivået.

Alternativ (i) gjør at nivået på pensjonsytelsene i folketrygden holdes fast i forhold til det alminnelige inntektsnivå i samfunnet ellers. Hele bestanden av pensjonister får i dette tilfelle sin del i den alminnelige velstandsutviklingen i samfunnet. I Alternativ (ii) vil tilleggspensjonistene opprettholde kjøpekraften¹² og minstepensjonistene vil følge den alminnelige velstandsutviklingen. Alternativ (ii) vil være urimelig i for-

Figur 2.3 Grunnbeløpet 1967-1992



hold til unge uføre, fordi disse personene da vil leve et helt liv uten å få del i velstandsutviklingen.

Alternativ (ii) omtales ofte som underregulering av grunnbeløpet, noe som fører til en endring av innholdet i folketrygden. På kort sikt vil ytelsene fra folketrygden bli redusert, men på lang sikt oppveies dette delvis av at de opptjente pensjenspoengene blir større. Hvis reallønnene fortsetter å stige vil imidlertid stadig flere komme over opptjeningstaket. På riktig lang sikt vil alternativ (ii) føre til at særtillegget blir større enn maksimal tilleggspensjon. På det tidspunktet vil alle være minstepensjonister, men samtidig vil dette være på et vesentlig høyere inntektsnivå enn minstepensjonen er i dag. Dette kan kalles for en avvikling av folketrygdens tilleggspensjoner, noe som betyr at forsikringselementet forsvinner. Historisk sett har grunnbeløpet i stor grad bare fulgt prisutviklingen, mens særtillegget har blitt justert opp slik at minstepensjonene har økt noe sterkere enn lønningene (se figur 2.3).

1992-reformen

I den alminnelige samfunnsdebatt er det reist tvil om Norge vil klare å opprettholde folketrygdens høye ambisjoner i framtida. På den bakgrunn ble det i 1992 foretatt justeringer av beregningsreglene som skulle dempe veksten i (de høyeste) tilleggspensjonene (a-b) og noen andre tiltak (c).

11 Før 1992 var tilleggsprosenten på 45 prosent, og denne regelendringen kunne ikke få tilbakevirkende kraft. Tilleggspensjonen blir derfor beregnet med en sats på 45 prosent for poengår opptjent før 1992 og 42 prosent for resterende poengår opptjent etter dette innenfor rammen av totalt 40 poengår. Sluttpoengtallet er felles i begge beregninger og 1974-kullet vil være de siste som blir berørt av disse overgangsreglene.

12 Gitt at konsumprisindeksen reflekterer utviklingen i levekostnadene for pensjonister.

- (a) Opptjeningstaket for opptjening av pensjonspoeng ble senket (se figur 2.1)
- (b) Satsen som brukes i beregningen av tilleggspensjonen ble senket fra 45 prosent til 42 prosent (se fotnote)
- (c) (Kvinner) er sikret minimum 3 pensjonspoeng i årene de har omsorg for barn under 7 år eller har andre omfattende omsorgsoppgaver

Regelendring (a) ble gitt tilbakevirkende kraft i den forstand at framtidige BUP'er for eksisterende uføre ble regnet ut på nytt på grunnlag av de nye reglene¹³. Derimot får de som ble uføre før 1992 fortsatt beregnet uførepensjonen etter en sats på 45 prosent også for poengår opptjent etter 1992. Derimot er det uklart om disse uføre- og etterlattepensjonistene får beholde 45 prosent når de går over på alderspensjon, og dette vil vi eventuelt komme tilbake til.

Ytelser som er utelatt eller forenklet i modellen

MOSART skal bare fange opp de viktigste trekkene ved folketrygden, og en rekke pensjonsytelser er derfor utelatt og/eller forenklet. Spesielt er alle korttidytelser og ytelser i overgangen mellom full yrkesdeltaking og uførepensjon utelatt. Videre er modellen svak på dynamiske regelendringer, for eksempel slike som gjør at sluttpoengtallet blir endret i løpet av den tiden man er pensjonist. Noen av disse svakhetene er allerede drøftet tidligere i kapitlet, og her drøfter vi bare de andre forenklingene vi har gjort i modellen.

Forsørgertillegg er utelatt i MOSART fordi dette ville komplisert modellen vesentlig, og modellen har heller ikke en fullstendig oversikt over hvilke personer som bor sammen og dermed forsørger hverandre. På begynnelsen av 1980-tallet fikk personer som ventet med å ta ut alderspensjon et ventetillegg, og dette er utelatt i MOSART fordi modellpopulasjonen mangler data for ordningen (omfattet 400 millioner kroner i 1990). Kompensasjonstillegget faller bort fra 1993, men er utelatt i MOSART for alle årene modellen beregner trygd (omfattet også 400 millioner kroner i 1990). Avkorting av alderspensjon for delvis yrkesaktive i alderen 67-69 år er utelatt i MOSART, og det samme gjelder avkortning av uførepensjonen for uføre som jobber mer enn uføregraden skulle tilsi. Uføregraden betyr også noe ved avkorting av pensjon for pensjonistektepar, og dette er utelatt i MOSART. BUP for fødte uføre blir fra tid til annen justert opp, og dette fanger ikke MOSART opp.

Avtalefestet pensjon (AFP) mellom partene i arbeidslivet er ikke innarbeidet i MOSART, fordi ordningen var lite brukt på det tidspunkt vi startet utviklingen av MOSART til en trygdemodell. Imidlertid er AFP lett å innarbeide hvis man forutsetter at pensjonsytelsene blir beregnet på samme måte som for uførepensjonister. Det som mangler da er et anslag på hvor mange personer ordningen vil omfatte i årene framover og hvilken innvirkning dette vil ha på tilgangen av uføre. I senere modellversjoner vil dette bli innarbeidet på empirisk grunnlag, mens vi trolig vil innarbeide en ad hoc versjon i løpet av

nærmeste framtid. Dette vil muliggjøre en analyse av nedsatt pensjonsalder.

Attføring er en viktig overgangsordning mellom yrkesdeltaking og uførepensjon som burde vært med i MOSART. Med attføring som kjennetegn i analysene av tilgangen av uføre ville analysene vist en noe sterkere samvariasjon mellom yrkesdeltaking og uførhet enn det vi faktisk har fått. I senere modellversjoner vil vi trolig legge mere vekt på denne typen ytelser.

Statspensjoner er ikke med i MOSART fordi dette ville krevd en simulering av yrkesdeltakingen hvor også arbeidsgiver ble angitt (stat/kommune/privat). Dette ligger utenfor (ressurs-)rammen for dette prosjektet, men kan være aktuelt å innarbeide i senere modellversjoner. En spesiell egenskap ved statspensjonene er samordningen med folketrygdens ytelser. En innstramning i folketrygden vil derfor gi en vesentlig utgiftsøkning et annet sted i statsbudsjettet. Imidlertid må det tilføyes at Statens pensjonskasse har en inntektsside, og at denne trolig vil bli endret ved store endringer i ytelsene fra folketrygden. For eksempel ble medlemspremien i Statens pensjonskasse senket fra 10 prosent til 2 prosent ved innføringen av folketrygden i 1967. Det er derfor grunn til å hevde at MOSART faktisk viser nettovirkningen på statsbudsjettet av endringer i folketrygdens ytelser også inkludert statspensjonene. Videre er det et opptjeningstak i Statens pensjonskasse på 8-12 G (skrått), og det er uklart hvordan dette vil forholde seg til en permanent underregulering av grunnbeløpet.

Private pensjoner er heller ikke med i denne versjonen av MOSART. En modell som også inkluderer de private pensjonene blir relativt komplisert, fordi det er problematisk å skille denne typen pensjoner fra andre formuesobjekter.

¹³ Det er lagt inn en overgangsordning som gjør at uførepensjonister nominelt skal opprettholde den pensjonen han/hun hadde før 1992-reformen. I MOSART har vi sett bort fra dette, og regner pensjonen som at de nye BUP'ene hadde vært der hele tiden. Det gjør at vi undervurderer de ytelsene uførepensjonister hadde i årene både forut for 1992-reformen og rett etterpå.

3. Befolkningsgrunnlaget i modellen

En viktig egenskap ved MOSART er det empiriske grunnlaget som modellpopulasjonen og analysene bygger på. Allerede opptjente pensjonsrettigheter i folketrygden vil ha stor betydning for utviklingen i folketrygdens utgifter i årene framover. Dette forholdet gjør at datagrunnlaget for modellpopulasjonen får økt betydning, særlig med hensyn til yrkes- og inntekts-historien. Datamaterialet kan også ha interesse i andre sammenhenger. Til bruk i simuleringsmodellen har vi utelatt unødvendige kjennetegn for å redusere muligheten for såkalt bakveisidentifikasjon. Spesielt har vi utelatt det krypterte fødselsnummeret og bostedskommune, samt aggregert opp utdanning. En nærmere omtale av datamaterialet finnes blant annet i Fredriksen (1992A).

Utvalget

Befolkningsgrunnlaget er hentet fra det sentrale personregister og andre registre, og vi kunne derfor i prinsippet ha hentet inn data for hele befolkningen. Imidlertid ville dette gitt så store datamengder at vi av økonomiske og tekniske årsaker ikke ville klart å håndtere dette. Vi har derfor trukket et 10-prosent tilfeldig utvalg av befolkningen i Norge ved utgangen av 1989 (det vil si 1/1-1990). Utvalget er uveid forhåndsstratifisert etter kjønn, alder og ekteskapelig status. Dette gjør at variasjonen på aldersstrukturen blir vesentlig mindre, noe som gjør at framskrivningen av begivenheter som er sterkt korrelert med alder blir vesentlig bedre. Spesielt gjelder dette dødelighet og dermed befolkningstallene.

Ektefeller er trukket ut sammen og tilknytningen mellom ektefellene er bevart i datamaterialet. Det kunne også vært av interesse å ivareta andre tilknytninger som foreldre-barn og samboere. Dette er til dels umulig og til dels er datagrunnlaget for husholdningskjennetegn for dårlig¹⁴. Utvalget er supplert med personer som utvandret eller døde i årene 1967-1989, og det gjør at utvalget i prinsippet er representativt for befolkningen i alle årene 1967-1989. Imidlertid er flyttehistoriene såvidt svake i datamaterialet at utvalget blir mindre representativt jo lenger tilbake i tid man går. I tillegg har vi tatt med opplysnin-

ger om avdøde ektefeller fordi enker/enkemenn arver pensjonsrettigheter i folketrygden.

Datakilder

I tabell 3.1 følger en liste over kjennetegnene som inngår i datagrunnlaget for MOSART og hvilke kilder de er hentet fra. Fra Personregisteret har vi hentet inn opplysninger om fødselsnummer, kjønn, alder, ekteskap og barnetall. Fra registre over i Rikstrygdeverket har vi fått med opplysninger om hittil opp-

Tabell 3.1 Datagrunnlaget for MOSART

Faste kjennetegn

- Kryptert fødselsnummer
- Kjønn og fødeår
- Reg.status (om personen er bosatt i Norge) pr 1/1-1990 med dato for siste endring reg.status, fra Personregisteret
- Ekteskapelig status pr 1/1-1990 med årstall for siste endring i ekteskapelig status og kryptert fødselsnummer for eventuell ektefelle, fra Personregisteret
- For kvinner alle fødsler som har funnet sted etter omlag 1950 (og de fleste etter 1920), hentet fra Kvinnefilen (se Kravdal (1986)) som er en bearbeiding av Personregisteret

Kjennetegn for årene 1967-1989

- For hvert år pensjonspoeng, pensjonsgivende inntekt, beregnet uførepøeng og høyeste uføregrad i løpet av året, hentet fra pensjonspoengregisteret i Rikstrygdeverket

Kjennetegn for årene 1974-1984

- For hvert år igangværende utdanning etter gammel NUS-kode

Kjennetegn for årene 1985-1989

- For hver år høyeste fullførte utdanning m/fullføringsår og igangværende utdanning, hentet fra Befolkningens Høyeste fullførte Utdanning (BHU) (se Vassenden (1990))
- Tryggestatus, det vil si mottakere av alders-, uføre eller etterlattepensjon, med eventuell uføregrad, hentet fra register over trygdemottakere fra Rikstrygdeverket (GR1)

14 Skulle vi for eksempel trukket kombinasjonene ektefeller og mor-barn ville vi ha endt opp med et utvalg som bestod av urimelig store trekkeenheter, fordi flertallet av befolkningen indirekte vil ha en tilknytning til veldig mange andre personer på denne måten. Hver gang en kvinne ble trukket ut måtte vi ta med alle barna hennes, men også alle ektefeller av barna, videre mødrene til alle svigerdøtrene og -sønnene, De eneste mulige kombinasjonene som kan trekkes er de som genererer lukkede grupper av individer. Det vil stort sett si grupper som består av enten enkeltindivider, ektefeller, mor+barn, ektefeller/mor+ugifte barn eller husholdninger. Registerstatistikken over husholdninger er gjennomgående dårlig og/eller lite reell, og vi har derfor nøyd oss med å trekke ut "grupper" bestående av ektepar og enslige.

tjente pensjonsrettigheter og hvilke personer som er alders-, uføre- og etterlattepensjonister i folketrygden. Fra utdanningsregisteret i Statistisk sentralbyrå har vi fått med opplysninger om utdanning og (formell) bostedskommune. Hovedfilen er bygd omkring person som enhet, og hver person er representert med en observasjon for hvert enkelt år med status for (utgangen av dette) året. Datamaterialet er organisert som livshistorier (sortert på individ og årstall), og dette gjør at datamaterialet relativt enkelt kan brukes i forløpsanalyser med kalenderåret som tidsenhet. I tillegg til hovedfilen finnes det to støttefiler med mer detaljerte opplysninger omkring ekteskap og fødsler.

4. Analyser av overganger til trygd

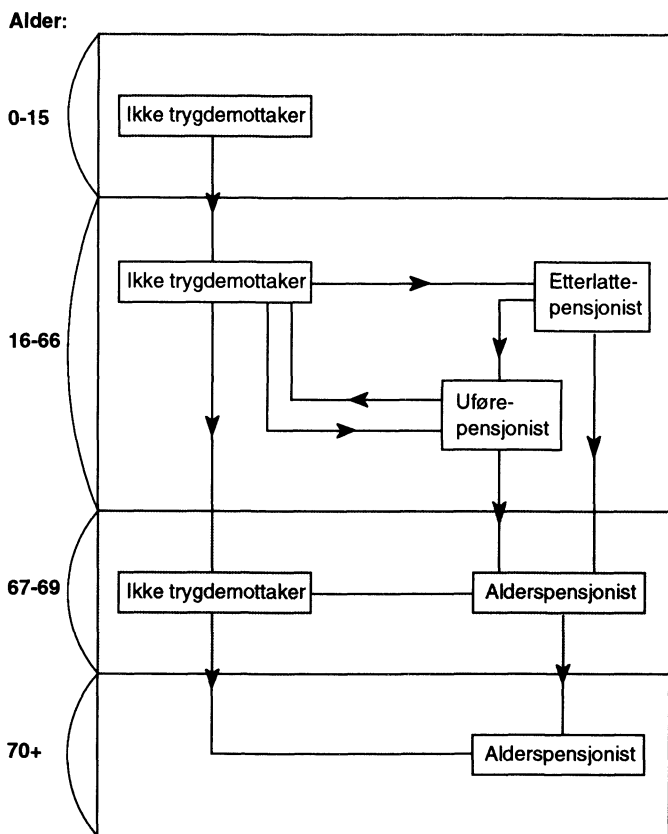
En viktig egenskap ved MOSART er overgangssannsynlighetene som beskriver tilgangen av alders-, uføre- og etterlattepensjonister, da disse parametrene bestemmer bestanden av pensjonister i framskrivningene. Innledningen til kapittel 4 gir en oversikt over modellens strømmer inn i (og ut av) trygdesystemet, mens de videre avsnittene beskriver analysene av disse strømmene. Figur 4.1 illustrerer gangen gjennom trygdesystemet slik den er fremstilt i MOSART, og beskrivelsen nedenfor tar utgangspunkt i figuren. Betingelsene for å få alders-, uføre- eller etterlattetrygd fra folketrygden, utenom høy alder/nedsatt ertvervsevne, er at personen har tilstrekkelig

lang trygdetid (antall år bosatt i Norge). Kravet til trygdetid har vi sett bort fra både i analysene og i modellen. Når nye personer kommer inn modellpopulasjonen, enten som 16-åring eller innvandrere, antar vi at denne personen verken er mottaker av alders-, uføre- eller etterlattepensjon.

Alle personer som befinner seg i alderen 16-66 år kan gjøre overganger inn i eller ut av trygdesystemet. Alle personer som ikke allerede er uførepensjonister i denne aldersgruppen står under risiko for å bli uføre. Dette er illustrert ved pilene fra henholdsvis ikke trygdemottaker og etterlattepensjonist, til uførepensjonist. Overgangen til uførhet er den viktigste overgangen i trygdemodellen, fordi det er store forskjeller mellom ulike befolkningsgrupper i risikoen for å bli ufør. Vi har derfor lagt relativt større vekt på analysen av overgangen til uførhet enn de øvrige overgangene i trygdesystemet. Analysen av tilgangen av uføre er relativt grundig beskrevet i avsnitt 4.1 og 4.2.

De øvrige overgangene i forhold til alders-, uføre- og etterlattetrygd er mindre viktige, enten fordi de angår færre personer, eller i stor grad er knyttet til bestemte aldersgrenser eller andre begivenheter (deterministiske overganger). Personer som er uførepensjonister kan gå tilbake til status ikke trygdemottaker, og denne overgangen er beskrevet i avsnitt 4.3. Den vanligste måten å forlate uførepensjon på er imidlertid ved overgang til alderspensjon ved alder 67 år eller ved død. Personer som er uføre må også få satt uføregrad, og dette er også nærmere omtalt i avsnitt 4.3. Personer i alderen 16 til 66 år som blir enker eller enkemenn kan gå over på etterlattepensjon, og denne overgangen er også beskrevet i avsnitt 4.3. De eneste utgangene fra etterlattepensjon i MOSART er overgang til uførepensjon, overgang til alderspensjon ved alder 67 år, død, utvandring eller ved nytt giftemål (ikke angitt i figur 4.1). Personer som er i alderen 67 til 69 år kan velge om de vil gå over på alderspensjon, og denne overgangen er også beskrevet i avsnitt 4.3. Personer som er 70 år og eldre blir automatisk alderspensjonister. For personer som har blitt alderspensjonister har vi sett bort fra muligheten for at de skal kunne gå over til å bli ikke trygdemottaker.

Figur 4.1 Overganger i trygdestatus



4.1. Analyse av uføretrygd – metoder

Overgangen til uførhet er viktig for modellen. Vi regner med at risikoen for at en person skal bli ufør vil avhenge av personkjennetegn som også er inkludert i MOSART. Vi har i denne

omgang begrenset oss til en enkel analyse av disse risikoene, og beskrivelsen av uførepensjon er i all hovedsak basert på NOU 1990:17. Det sentrale kriteriet for å få tilstått uføretrygd er varig nedsatt ervervsevne med minst 50 prosent som følge av sykdom, skade eller lyte. Adgangen til uføretrygd har blitt strammet inn i de senere årene, og nedenfor beskriver vi regelverket slik det ble praktisert i den perioden vi analyserer, årene 1985 til 1989. Den vanlige "veien" til uføretrygd er at klienten har gått sykemeldt i ett år, og fortsatt er uten mulighet for å vende tilbake til arbeid som følge av nedsatt helsetilstand. Sykepengene bortfaller etter et år, og klienten må da søke om uførepensjon (eller attføring). Personer utenfor arbeidsstyrken kan komme inn på uføretrygd, enten direkte eller via attføring, hvis de har helseproblemer og kan sannsynliggjøre at de ellers ville gått inn i arbeid. Hjemmearbeidende (kvinner) kan også få tilstått uførepensjon, men her stilles det strengere krav til svekket helse. De fleste som blir uføretrygdet fortsetter å være dette fram til de når alderspensjon eller dør. Uføretrygd blir dermed en absorberende tilstand, noe som forenkler analysen. Noen av de faktorer som vi antar påvirker risikoen for å bli uføretrygdet er:

- (i) På individnivå vil helsetilstand være en viktig variabel som ikke er tilgjengelig i det anvendte datamaterialet. Derimot vil helse være sterkt korrelert med alder og andre variable som kjønn og utdanning.
- (ii) Tilståelsen av uføretrygd vil også inneholde en vurdering av helsetilstand i forhold til de jobbmuligheter klienten har. Er valgmengden liten, kan ellers små helseproblemer lett føre til uføretrygd.
- (iii) Utformingen og praktiseringen av reglene vil ventelig endre seg over tid, og har på 1980-tallet trolig gått i retning av en mer liberal tolkning. Spesielt er veksten i diagnoser uten klare objektive kriterier en indikasjon på dette. I de senere år har regjeringen prøvd å skjerpe vilkårene for å få uføretrygd, og det har faktisk vært en nedgang i tilgangen av uføre.
- (iv) Klientens evne til å stille krav til trygdesystemet og egen motivasjon i forhold til fortsatt arbeid eller omstilling vil trolig også påvirke overgangen til uførhet.

Analysemetoder

Tilgangen av uføre vil være resultatet av en rekke individuelle begivenheter, og vil i stor grad avhenge av forhold rundt den enkelte klient. Tilgangen av uføre kan derfor beskrives ved hjelp av mål på risiko. Både datamaterialet og modellen MOSART er bygd opp rundt diskret tid med kalenderåret som tidsenhet. Vi har valgt å bruke sannsynligheten for at en person skal bli uføretrygdet i løpet av året som avhengig variabel. Med risikonivåer under 10 prosent pr år vil dette langt på vei gi samme resultater som en analyse med kontinuerlig tid og bruk av overgangsintensiteter (se for eksempel Allison (1984), side 22). Til risikomengden hører alle personer i aldersgruppen 16-66 år som var bosatt ved utgangen av året, og som ved utgangen av året før ikke mottok uføretrygd.

I MOSART ble de ulike overgangssannsynlighetene tidligere beskrevet ved observerte overganger i ulike grupper av befolkningen. Dette er en enkel "estimeringsmetode" som har klare begrensninger etter hvert som modellen utvides. Spesielt vil antall overgangssannsynligheter bli meget stort, selv med et moderat antall forklaringsvariable (en celle for hver kombinasjon av kjennetegn). Anslaget på hver enkelt overgangssannsynlighet blir dårlig i dette tilfellet fordi det er få observasjoner i hver enkelt celle. I tillegg blir det vanskelig å forandre overgangssannsynlighetene hvis man ønsker å endre forutsetningene bak framskrivningene. På den bakgrunn ønsker vi i første omgang å erstatte tabellene med overgangssannsynligheter med *funksjonsuttrykk* hvor parametrene er beregnet med kjente estimeringsmetoder. Vi har valgt å bruke en vanlig tilnæringsmåte i form av sannsynlighetsmaksimering av en logitmodell. Denne metoden vil uansett spesifisering av forklaringsvariablene, gi predikerte verdier som tilfredstiller egenskapene til sannsynligheter:

$$p_{it} = \frac{\exp(X_{it}\beta)}{1 + \exp(X_{it}\beta)}$$

- p_{it} er risikoen for at person (i) skal bli uføretrygdet i løpet av år (t).
- X_{it} er en vektor (forklarings)variable som beskriver person (i) for år (t).
- β er ett sett parametre som beskriver effekten av de ulike variablene.

Forklaringskraft

Denne analysen bygger på et datamateriale med en million observasjoner (personer pr år) med om lag 12 000 overganger til uførhet. Det er derfor ikke særlig overraskende (eller spennende) at alle de interessante forklaringsvariablene er signifikante på et meget høyt nivå. Derimot kan det være av større interesse å se på den statistiske modellens samlede forklaringskraft og hvor godt spesifisert den er i forhold til variasjonen i datamaterialet. I forløpsanalyse finnes imidlertid ingen gode og opplagte mål på føyning lik de multiple korrelasjonskoeffisientene i lineær regresjon (R^2). Problemet er at de fleste føyningsmål gir en lav score, selv om modellen gir en perfekt beskrivelse av den variasjon som faktisk er i datamaterialet. Vi har tatt utgangspunkt i et føyningsmål fra Maddala (1983), side 44:

$$Pseudo-R^2 = \frac{(L_m^{2/n} - L_k^{2/n})}{(1 - L_k^{2/n})}$$

L_m er likelihood for modellen og L_k er likelihood for en nullhypotese hvor man antar at alle personer har samme risiko. Ut fra dette får en enkel modell med kjønn og alder som forklaringsvariable en forklaringskraft på snaut 15 prosent. Hovedanalysen, som inkluderer en rekke andre variable i tillegg, har en forklaringskraft på snaut 20 prosent. Konklusjonen blir da at kjønn og alder er de viktigste forklaringsvariablene, men likevel ikke helt dominerende. Alle ikke-uføre har en viss risiko for å bli uføre (tilfeldigheter i form ulykker med mere), slik at spredningen i risiko ikke er stor nok til å gi vesentlig større forklaringskraft.

Forklaringsvariable

Til bruk i MOSART har vi estimert et sett tilgangsrater for uføre som vi her omtaler som hovedanalysen. I tillegg til denne analysen har vi gjort andre beregninger hvor vi trekker inn andre forklaringsvariable som av ulike grunner er uegnet i den framskrivingsmodellen vi har ønsket å utvikle. Datagrunnlaget for analysene er beskrevet i kapittel 3, og vi har tatt med de variablene herfra som også finnes i MOSART og som er relevante i forhold til uføretrygd. Tabell 4.1.1. gir en oversikt over hvilke forklaringsvariable vi har trukket inn i hovedanalysen. Tolkningen av effektene er basert på skjønn i forhold til beskrivelsen av uføretrygd tidligere i avsnittet.

Kjønn og alder er viktige variable i forhold til både helsetilstand og jobbmuligheter. Utviklingen over tid er forsøkt ivarettatt ved variabelen *periode*, som fanger opp endringer i nivået på tilgangen av uføre fra ett år til neste år. *Utdanning* er tatt med som en viktig indikator på helse, jobbmuligheter og motivasjon. Spesielt kan mange personer med lite utdanning være henvist til yrker som både gir stor (fysisk) slitasje og stiller relativt store krav til (fysisk) yteevne. *Yrkesdeltaking* er tatt med da uføretrygd i utgangspunktet skal erstatte tapte arbeidsmuligheter. Tidligere yrkesdeltaking vil dermed både påvirke uførisikoen og de ytelsene uførepensjonisten vil få. *Ekteenskapelig status* og *barnetall* er tatt med da disse variablene både er et resultat av og innvirker på livsstilen. *Etterlattepensjon* er tatt med som forklaringsvariabel, da denne ytelsen i seg selv demper incentivene for å søke uførepensjon.

Analysen er gjennomført separat for menn og kvinner, fordi kjønn har sterk innvirkning på effekten av alder og visse andre variable. Utover dette er det ikke tatt hensyn til andre samspillseffekter i hovedanalysen. Alder er spesifisert som et 2.gradspolynom og personer under 50 år er i analysen gruppet i fem-års aldersgrupper. De øvrige variablene er kategoriske. Det er viktig å understreke at analysen ikke skiller mellom årsaksvirkninger og seleksjonseffekter. Et typisk eksempel kan være at giftermål både medfører sunnere livsstil (årsak til lavere risiko for uførhet) og er en indikator på at andre ting fungerer bra (seleksjonseffekt som gir færre uføre). Så selv om resultatene er meget signifikante, er det nødvendig med en kritisk drøfting.

Utelatte forklaringsvariable

Denne analysen av tilgangen av uføre vil (selvsagt) mangle en lang rekke viktige forklaringsvariable, og nedenfor prøver vi å redegjøre for noen av de viktigste. Undersøkelser av Bowitz (1992) tyder på at arbeidsledighet, kvinners yrkesdeltaking og kompensasjonsgrad ved overgang fra arbeid til uførepensjon har klar innvirkning på tilgangen av uføre. Dette antyder en rekke muligheter for utvidelser av MOSART.

Inntekt er trolig en viktig forklaringsvariabel da den er en indikator på både jobbsituasjonen og kompensasjonsgraden ved overgang til uførepensjon. I tillegg vil inntektsnivået i tiden forut for uførhet påvirke nivået på pensjonsytelsene etter at

Tabell 4.1.1 Tilgangen av uføre

Variable som er med i hovedanalysen	Referansepersonen
Konstantledd	
Kjønn	
Alder	59,3 år
Periode (dummy for hvert år)	Året 1989
Ny-status (ny innvanderer eller 16-åring)	Ingen av delene
Utdanningsnivå og -aktiviteter	(Annen) vid.skole
Yrkesdeltaking	Stabilt yrkesaktiv
Ekteenskapelig status	Gift
Mottaker av etterlattepensjon	Nei
Barn	Voksne barn

man har blitt ufør. Forsøk på å trekke inn inntekt som forklaringsvariabel i disse analysene tyder på at personer med inntekt i underkant av 100 000 kroner har høyest risiko for å bli uføre, mens personer med inntekter godt over middels har meget lave risikoer for å bli uføre. Det er nettopp lavinntektsgrupper som har høyest kompensasjonsgrad og kanskje de mest utsatte arbeidsplassene. I denne versjonen av MOSART har vi utelatt inntekt som forklaringsvariabel fordi en enkel spesifisering av inntekt ville gitt uheldige egenskaper ved framskrivingsmodellen¹⁵. Dette kan føre til at vi overvurderer veksten i uførepensjonen noe, fordi nye uførepensjonister da blir hentet fra grupper med noe for høy inntekt. Imidlertid vil noe av inntektseffekten bli fanget opp gjennom felles forklaringsvariable som utdanning og stabil yrkesdeltaking.

Arbeidsledighet er trolig en viktig forklaringsvariabel både på mikroplanet og på makroplanet. På makroplan vil arbeidsledighet være en viktig indikator både på behovet for omstillinger og de omstillingsmuligheter potensielle nye uføre vil ha. I et vanskelig arbeidsmarked kan selv små helseproblemer gjøre at man blir utestengt fra arbeidsmarkedet. Uførepensjon blir da ofte det eneste (anstendige) tilbudet etter at dagpengeperioden har utløpt. I dette datamaterialet har vi bare fire årganger med overganger, og dette gir for få frihetsgrader til å påvise eventuelle sammenhenger mellom ledighet og uførhet. Oppdateringer av datamaterialet kan gi flere årganger, og eventuelt muligheten for å trekke inn fylke som bakgrunnsvariabel (regionale ledighetsrater). På individnivå er det trolig vanskelig å påvise noe direkte sammenheng, av flere grunner. Personer som venter på uføretrygd vil ofte ha definert seg ut av arbeidsmarkedet eller allerede være inne på andre stønadsordninger, og sammenhengen blir av den grunn uklart. Folkestrygden blir trolig også (mis)brukt ved at eldre arbeidstakere går rett over på uførepensjon som alternativ til oppsigelse/ arbeidsledighet.

4.2. Analyse av uføretrygd - resultater

Analyseresultatet i form av de estimerte parametrene finnes i tabellvedlegget. I dette avsnittet presenterer vi uførisiki beregnet på grunnlag de estimerte relasjonene. Vi har i hovedsak tatt utgangspunkt i en referanseperson (se tabell 4.1.1), og

15 Spesielt kan det være vanskelig å forholde seg til at forskjellige reallønnsbaner skal gi forskjellig tilgang av uføre. Videre er det aktuelt å simulere inntekten med fast restledd (se kapittel 5), og hvis risikoen for uførhet avhenger av inntekt, vil restleddet i den gjenstående bestanden av inntektstakere få en forventning forskjellig fra null.

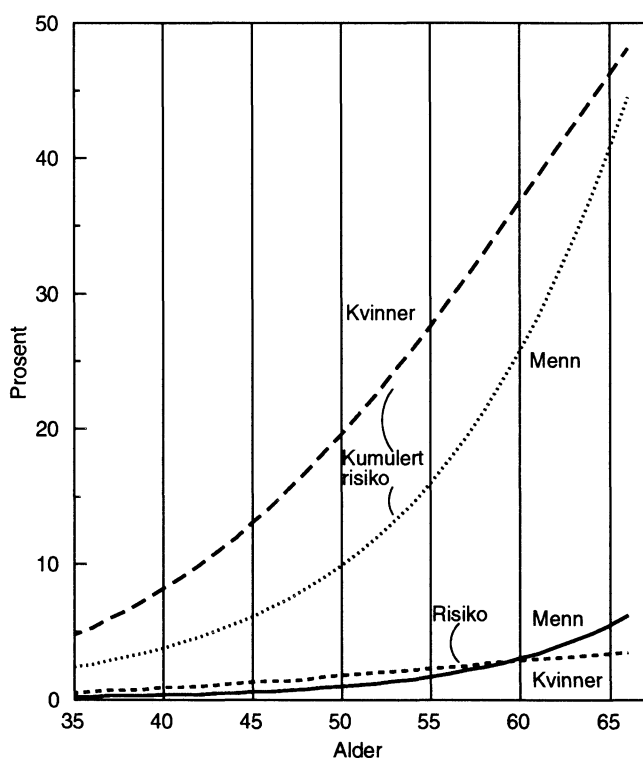
beregnet risikoen for at denne personen skal gå over på uføretrygd i løpet av et år. Vi har så variert en og en variabel, og vi kan på den måten presentere effekten av de ulike variablene på en noe mer forståelig måte, enn å se direkte på de estimerte parameterverdiene. Referansepersonen er valgt slik at variablene antar gjennomsnitts- eller medianverdier. Alder er valgt slik at menn og kvinner har samme risiko for å bli uføre gitt de andre bakgrunnskjenningene.

Kjønn og alder

Som nevnt er analysen gjennomført separat for menn og kvinner, og eventuelle kjønnsforskjeller vil derfor bli drøftet i tilknytning til de andre variablene. Aldersvariabelen i hovedanalysen inngår som et 2.gradspolynom, og dette har gitt god føyning sammenlignet med en analyse med alder som kategorisk variabel. Spesielt endret effekten av de andre variablene seg lite av å bruke alder som et 2.gradspolynom framfor å bruke alder som en kategorisk variabel. Vi har også prøvd analyser med alderseffekten avhengig av andre kjennetegn (kryssgruppet). Dette ga bare mindre endringer, og vi har derfor fortsatt med alder som et enkelt 2.gradspolynom.

Figur 4.2.1 viser hovedanalysens predikerte risiko for uførhet for referansepersonen. Både den årlige overgangssannsynligheten til uførhet og den kumulerte andelen uføre er tatt med. Kumulert andel viser hvor stor andel av et årskull som ville vært uføre på et gitt alderstrinn, gitt verdien på forklaringsvariablene (stabilt yrkesaktiv, og så videre). Figur 4.2.1 illustrerer at kvinner starter tidligere å bli uføre, og først rundt 60 år er risikoen for å bli ufør utjevnet mellom menn og kvinner. For eldre aldersgrupper endrer risikoen seg lite for kvinner, mens den øker kraftig for menn. Kvinner og menn med ellers

Figur 4.2.1 Beregnet andel uføre etter alder



like kjennetegn har omtrent samme risiko for å bli uføretrygdet i løpet av livet, men siden kvinner starter tidligere, vil antallet uføre kvinner bli høyere. For referansepersonen vil rundt 45-50 prosent være uføretrygdet når de når pensjonsalder (67 år). Dette er imidlertid ikke noe anslag på hvor mange som vil bli uføre i totalpopulasjonen, noe vi kommer tilbake til i kapittel 7.

Periode

Vi har antatt at strukturen i tilgangsratene ikke har endret seg over den perioden vi har analysert, og at det bare er nivået på tilgangsratene som har skiftet (oppover). Dette gjøres ved å legge inn en dummyvariabel for hvert år. Tilgangen av antall uføre økte med 23 prosent fra 1986 til 1989. En enkel modell med kjønn, alder og periode som forklaringsvariable viser at risikoen for å bli ufør økte med om lag 50 prosent i samme tidsrom. Forskjellen kan forklares med en reduksjon i risikogrunnlaget, hvor to tredeler av forskjellen kan tilskrives færre personer i aldersgruppen 55-66 år og en tredel kan tilskrives at flere har blitt uføre. Den første effekten skyldes at de små fødselskullene fra mellomkrigstiden nærmer seg pensjonsalder, og dermed reduserer den gruppen uføre rekrutteres fra. Den andre effekten kommer inn ved at flere uføre også gjør at det blir færre ikke-uføre igjen. Analysen tar derimot ikke hensyn til at økningen i antallet uføre også fjerner personer med (uobservert) høy risiko fra den friske del av befolkningen. De som da blir igjen burde hatt en lavere risiko, men dette har vi ikke sett. Ser vi på hovedanalysen, har økningen i risikoen for å bli ufør økt med om lag 65 prosent fra 1986 til 1989. Forskjellen fra 50 prosent i den enkle modellen må forklares med endringer i bakgrunnsvariablene, i all hovedsak et økende utdanningsnivå.

Utdanning

Tabell 4.2.2 viser effekten av utdanning på risikoen for å bli ufør for en person som forøvrig antar kjennetegnene til referansepersonen (se tabell 4.1.1). For menn er forskjeller i bereg-

Tabell 4.2.2 Uførerisiko etter utdanning

Beregnet årlig overgangssannsynlighet for referansepersonen, jamfør tabell 4.1.1

Utdanning	Menn	Kvinner
	Prosent	
Under utdanning	0,4	0,4
Uoppgitt	2,5	3,6
Grunnskole	4,9	4,3
Videregående skole		
Gymnas mm	1,5	1,7
Ind&håndverk, 1 år	4,5	3,8
Ind&håndverk, 2-3 år	2,7	3,3
Hjelpepleie	..	3,4
Andre vid.skoler	2,8	2,8
Høyre utdanning		
Ingeniører, 1-4 år	1,0	0,6
Sykepleie	..	1,9
Siviløkonomer, jurister, siviling. og leger	0,5	0,8
Andre høy.utd., 1-4 år	1,7	1,4
Andre høy.utd., 5+ år	0,8	1,1

net risiko på 4-6 promille signifikante, tilsvarende tall for kvinner er 6-12 promille. Tabell 4.2.2 angir også hvordan utdanning er målt med både nivå og art. Elever og studenter er skilt ut som en egen gruppe, og det viser seg at disse har like lav risiko for å bli uføre som de med høyeste utdanning. Dette skal ikke være en alderseffekt, da alder er med som forklaringsvariabel.

Personer uten videregående utdanning eller bare ett-årig håndverksutdannelse skiller seg ut med klart høyest risiko. Blant menn med grunnskole er risikoen for uførhet fem til ti ganger så høy som blant menn med utdanning på hovedfagsnivå. Årsaken til dette kan være at den førstnevnte gruppen har de jobbene som gir størst slitasje og samtidig stiller de største kravene til god helse. Videre viser analyser med annen aldersspesifikasjon at forskjellen er noe større blant unge. En annen forklaring kan være at lite utdanning (for unge) er nært korrelert med andre sosiale problemer.

I neste sjikt finner vi yrkesrettede utdanninger fra videregående skoler med et risikonivå som er snaut to tredeler av de med bare grunnskole. I neste pulje kommer gymnas og 3-årig økonomisk utdanning fra videregående skole. Disse har en risiko som igjen er drøyt halvparten av risikoen for de med yrkesrettede utdanninger, og faktisk mer på linje med de korteste høyere utdanningene. For høyere utdanning har vi gjort andre analyser hvor vi har skilt sterkere på fagfelt enn i hovedanalysen. Noen av disse resultatene vil inngå i omtalen nedenfor.

Menn med "andre" 1-4 års høyere utdanning, i stor grad lærere, har et risikonivå på linje med menn med gymnas. Med noe lavere risikonivå følger ingeniører og siviløkonomer. Menn med utdanning på hovedfagsnivå¹⁶, med unntak av humanistene, har desidert lavest risiko. Høyere utdanning har noe svakere effekt på risikoen for uførhet for kvinner enn for menn. I tillegg er det færre eldre kvinner med høyere utdanning, slik at usikkerheten på estimatene blir mer påtakelig. Sykepleiere har en risiko på linje med kvinner med gymnas, mens andre 1-4 års høyere utdanninger, i stor grad lærere, har noe lavere risiko. Det er også en tendens til at kvinner med hovedfag og kvinnelige ingeniører og økonomer har den laveste risikoen blant kvinner.

Yrkesdeltaking

Tabell 4.2.3 viser effekten av yrkesdeltaking på risikoen for å bli ufør for en person som forøvrig antar kjennetegnene til referansepersonen (se tabell 4.1.1). Til de yrkesaktive regnes alle som i løpet av året har hatt mer enn ett tusen 1989-kroner i pensjongivende inntekt. Til stabile regnes alle som har vært minst 5 år i siste aktiv/passiv status, til nye regnes alle som var minst 5 år i forrige aktiv/passiv status, mens øvrige personer er "ustabile". Den spesielle definisjonen av yrkesaktivitet gjør at veldig få blir yrkespassive, spesielt blant menn. Dette må man ta hensyn til ved tolkningen av resultatene. Alle forskjeller i effektene er signifikant forskjellig fra referansepersonen, med unntak av effektene for ny passiv og ustabil passiv for menn.

Tabell 4.2.3 Uførerisiko etter yrkesdeltaking

Beregnet årlig overgangssannsynlighet for referansepersonen, jmfør tabell 4.1.1

Yrkesdeltaking	Menn	Kvinner
	Prosent	
Stabilt aktiv	2,8	2,8
Ny aktiv	1,8	1,3
Ustabilt aktiv	5,6	2,5
Stabilt passiv	16,2	3,1
Ny passiv av året	30,2	25,7
Ny passiv	21,1	13,7
Ustabilt passiv	21,3	7,8

Tabell 4.2.4 Uførerisiko etter ekteskapeleg status og barn

Beregnet årlig overgangssannsynlighet for referansepersonen, jmfør tabell 4.1.1

Ekteskapeleg status/barn	Menn	Kvinner
	Prosent	
Ugift	3,3	4,3
Gift	2,8	2,8
Enke/enkemann		
- ikke etterlattetrygdet	3,6	5,1
- etterlattetrygdet	2,0	2,5
Skilt	4,0	6,2
Barn		
Barnløs	..	1,7
Barn 0-15 år	..	1,9
Voksne barn	..	2,8

Menn uten stabil yrkesdeltaking vil trolig i stor grad bestå av menn som allerede er inne i trygdesystemet (attføring, sosialhjelp), men som i våre data faller mellom to tilstander, inntektstakere og uføretrygd. Dette understrekes av at menn og kvinner som nylig har gått over fra yrkesaktivitet til -passivitet har vesentlig høyere risiko for å bli uføre enn menn med stabil yrkesdeltaking. En god del av disse vil ha gått over på attføring som en mellomstasjon på veien til uføretrygd. Kvinner som står stabilt utenfor arbeidsmarkedet har omtrent samme risiko for å bli uføre sammenlignet med kvinner med stabil yrkesdeltaking. Imidlertid gjør den snevre definisjonen av yrkespassivitet at det blir få personer i denne gruppen. Seleksjonseffekter kan derfor være av stor betydning også for kvinner, og at yrkesdeltaking i seg selv derfor likevel kan ha innvirkning på risikoen for å bli ufør blant kvinner.

Ekteskapeleg status og barn

Tabell 4.2.4 viser effekten av ekteskapeleg status på risikoen for å bli ufør for en person som forøvrig antar kjennetegnene til referansepersonen (se tabell 4.1.1). Forskjellene mellom gifte og enslige er signifikante, mens de andre er noe mer usikre. Både blant kvinner og menn har gifte personer lavere risiko

¹⁶ Hovedfagsnivå vil i utdanningsstatistikken si høyere utdanning som er normert til fem år eller mer: hovedfag, embedsfag, leger, sivilingeniører med mere.

for uførhet enn enslige. Spesielt har skilte kvinner høy risiko, og ifølge analysen vil 75 prosent av disse bli uføre innen de når alderspensjon. Noe av årsaken kan ligge i at hjemmeverende gifte kvinner som søker uføretrygd får vurdert helse-tilstanden i forhold til husarbeidet de utfører (små krav til fysisk yteevne). Skilte kvinner (uten yrkeserfaring) blir derimot vurdert i forhold til at de nå må forsørge selv, og uten muligheter til å få jobb blir veien til uførepensjon veldig kort. Dette antyder at vi burde modellert effekten av skilsmisse på risikoen for uførhet avhengig av varighet siden skilsmissen.

Når skilte menn har høyere risiko for uførhet enn gifte menn, antyder dette at skilsmisse er en klar indikator på andre sosiale problemer. Det å ha barn har derimot liten innflytelse på risikoen for å bli ufør. Litt overraskende har kvinner med barn under 16 år noe lavere risiko enn kvinner uten barn eller voksne barn. Omsorg for barn var forventet å være en indikator på dobbeltarbeid, og dermed gi høyere risiko for uførhet, men dette er ikke bekreftet. Andre analyser hvor vi har sett på effekten av barn avhengig av ekteskapelig status ga heller ingen endring. Imidlertid er inndelingen av barne-variabelen noe grov, slik at effekten av småbarn derfor ikke fanges opp.

4.3. Andre overganger i forhold til trygdesystemet

De øvrige overgangene i forhold til trygdesystemet er beskrevet ved enklere metoder, og nedenfor følger en kort omtale av disse overgangene. Dette omfatter overganger ut av uføretrygd, fastsettelse av uføregrad og overganger til alders- og etterlatteulygde.

Overganger ut av uføretrygd

De fleste personer som blir uføretrygdet fortsetter å være uførepensjonister fram til de når alderspensjon (67 år) eller dør. Imidlertid er det en del som forlater uføretrygd av andre årsaker, og det er såvidt mange at det vil ha en viss innvirkning på totaltallene over tid. Vi har derfor beregnet avgangsrater fra uførepensjon av andre årsaker enn overgang til aldersulygde, utvandring eller død. Vi vet ikke om disse andre årsakene faktisk er "friskmeldinger" eller om det skyldes svakhet i datamaterialet. Avgangsraterne fra uføretrygd er gjengitt i tabellvedlegget, og består av årlige avgangssannsynligheter fra uføretrygd avhengig av kjønn og uføregrad. Under 0,5 prosent av de helt uføre blir friskmeldt, mens rundt 1-1,5 prosent av de delvis uføre opplever det samme. Sistnevnte kan skyldes at noen delvis uføre går over på attføring med den "friske delen" fordi helsen blir ytterligere svekket. Mange av disse kommer senere tilbake som helt uføre. Dette fanger vi ikke opp i denne versjonen av MOSART, da vi ikke har med attføring i modellen.

Uføregrad

Alle personer som blir uføretrygdet får tildelt en uføregrad som reflekterer hvor sterkt ertvsevnen har blitt svekket. Uføregraden for de som mottar uføretrygd kan anta verdier i intervallet 50-100 prosent, og uførepensjonisten får utbetalt en tilsvarende andel av særtillegget og tilleggspensjonen. Overgangssannsynlighetene for uføregraden er gjengitt i tabellvedlegget. I MOSART avhenger uføregraden for nye uføre av

kjønn og alder, og de fleste nye uføre starter med en uføregrad på 100 prosent. Menn får gjennomgående noe høyere uføregrad enn kvinner. Uføregraden for eksisterende uføre avhenger av kjønn og fjorårets uføregrad. De fleste uføre beholder stort sett samme uføregrad, men det er likevel en klar bevegelse i retning av høyere uføregrad. Denne bevegelsen er noe sterkere for menn enn for kvinner.

Overganger til etterlatteulygde

Alle personer som blir enker eller enkemenn, som er under 67 år og har begrensede inntekter, kan velge å gå over på etterlatteulygde. I datamaterialet for MOSART er det et lavt antall nye enker (og enkemenn), og vi har derfor bare løselig anslått denne overgangsgraden. Anslagene er gjengitt i tabellvedlegget, og overgangssannsynligheten avhenger av kjønn og fjorårets arbeidsinntekter. Spesielt er det kvinner med lave arbeidsinntekter som velger å gå over på denne ordningen hvis de blir enker.

Overganger til aldersulygde

Fra og med 70 år får alle personer med en viss botid i Norge tilstått aldersulygde uavhengig av egne (arbeids)inntekter. I aldersgruppen 67-69 år blir aldersulygden avkortet mot arbeidsinntektene, og i den forstand har man et valg om man vil gå over på aldersulygde i denne aldersgruppen. Overgangssannsynlighetene til aldersulygde er gjengitt i tabellvedlegget, og avhenger av kjønn, alder (67-69 år) og om personen er i arbeid. Uføre- og etterlatteulygde går automatisk over på aldersulygde når de fyller 67 år. De fleste som ikke allerede har blitt uføre- eller etterlatteulygde, går også over på aldersulygde ved 67 år. Spesielt gjelder dette yrkespassive kvinner (96 prosent), mens fremdeles yrkesaktive menn har noe lavere andel (76 prosent). Etter 67 år faller overgangssannsynligheten til aldersulygde, og dette skyldes trolig seleksjonseffekter. Yrkesaktive 68- og 69-åringene består trolig av en "utvalgt" gruppe personer med sterk tilknytning til arbeidsmarkedet.

5. Analyser av yrkesdeltaking

Simuleringen av yrkesdeltaking er viktig i seg selv, men også viktig for trygdemodellen fordi pensjonsrettighetene bygger på arbeidsinntektene gjennom et helt yrkesliv. Fordelingen av arbeidsinntekter mellom individer og over livsløpet er viktig, da dette har betydning for pensjonsrettighetene (se kapittel 2). Det er derfor et vesentlig poeng i MOSART som trygdemodell å simulere yrkesdeltakingen på individnivå slik at disse forholdene fanges opp. Samtidig skal det være mulig å tolke de aggregerte tallene for arbeidsstyrken og inntektsnivået som følger av de individuelle yrkesdeltakingene. Ideelt sett burde vi simulert arbeidstilbud og arbeidsinntekter på individnivå ved å simulere arbeidstilbud i arbeidstimer per år og en tilhørende timelønn. Analysen kunne da lettere bygd på mikroøkonomisk teori med timelønn og timeverk som sentrale parametre. Det finnes imidlertid dårlig med datakilder som gir livsløpsdata med både arbeidstimer per år og arbeidsinntekter. Vi har derfor valgt et lavere ambisjonsnivå hvor vi beregner/simulerer yrkesdeltakingen i flere trinn.

Nivået på arbeidsstyrken og antall timeverk blir framskrevet med utgangspunkt i tall og begreper hentet fra Statistisk sentralbyrås arbeidskraftundersøkelser (AKU). En første tilnærming er å anta at yrkesprosenten og gjennomsnittlig arbeidstid i ulike grupper av befolkningen holder seg konstant i framskrivingsperioden. Modellen viser da effekten på arbeidsstyrken av at befolkningens størrelse og sammensetning blir endret. Dette tilsvarer simuleringen av yrkesdeltaking i Andreassen et al (1993), men det har vært nødvendig med noen justeringer. Estimeringen av de nye yrkesprosentene og gjennomsnittlige arbeidstidene er omtalt i avsnitt 5.1.

Arbeidsinntektene for hvert individ blir simulert på grunnlag av analyser av de pensjospoengrekkene som finnes i datagrunnlaget for MOSART. Arbeidsinntektene er først beskrevet ved sannsynligheten for å ha positiv arbeidsinntekt, og disse analysene er omtalt i avsnitt 5.2. Videre må modellen si noe om inntektsnivået for de som har inntekt, og dette gjøres i avsnitt 5.3. I simuleringsmodellen blir nivået på sannsynlighetene for å ha arbeidsinntekt justert slik at antall inntekttakere blir konsistent med framskrevet antall personer i arbeidsstyrken. Dette gjør at yrkesdeltakingen blir noenlunde rimelig fordelt mellom individer, og at disse individuelle tallene summerer seg opp til noe som kan tolkes. MOSART har få forutsetninger for å gi en fornuftig framskrivning av inntektsnivået, og dette legges derfor inn som en eksogen bane med

reallønn per normalårsverk. De individuelle arbeidsinntektene justeres proporsjonalt slik at gjennomsnittsinntekten treffer dette eksogene nivået.

Koblingen av yrkesprosentene fra AKU og de individuelle sannsynlighetene for å ha arbeidsinntekt er nærmere beskrevet i avsnitt 6.6. En mer teknisk beskrivelse av overgangssannsynlighetene for yrkesdeltaking finnes i Fredriksen (1992B) og (1993A).

5.1. Arbeidsstyrketall

Statistisk sentralbyrås arbeidskraftundersøkelser, kjent som AKU, er kanskje den viktigste statistikkilden omkring forholdene på det norske arbeidsmarkedet. I Statistisk sentralbyrå (1993) finnes en nærmere redegjørelse for AKU og arbeidsstyrkebegrepene som benyttes i AKU, samt tall for arbeidsmarkedet for de senere årene. AKU gjennomføres hver måned som en intervjuundersøkelse hvor et utvalg på 8 000 personer blir spurt om sin egen yrkesdeltaking i en bestemt uke. Undersøkelsen er rettet mot å fange opp yrkesdeltaking (sysselsetting), men har også supplerende spørsmål om andre viktige sosio-økonomiske og -demografiske kjennetegn. Spesielt blir personer med deltidsjobb eller ingen jobb spurt om hovedaktivitet, og dette omfatter "aktiviteter" som deltidsjobben selv, arbeidssøking, skolegang, husarbeid og trygd. Denne måten å registrere disse aktivitetene på gjør at AKU undervurderer omfanget av blant annet skolegang og uføretrygd. Blant annet vil mange elever og studenter ha heltidsjobber i feriene, og disse vil ikke bli registrert som elever eller studenter i AKU. Yrkesprosentene for studenter og elever i AKU blir dermed for lavt anslått, og denne estimeringsskjevheten har vi valgt å løse på ad hoc basis i simuleringsmodellen (se avsnitt 6.3).

Personer som kombinerer (delvis) uføretrygd og (deltids)jobb vil nesten utelukkende oppfatte deltidsjobben som viktigste aktivitet. AKU vil dermed undervurdere yrkesprosentene også for de uføre, og denne skjevheten har vi valgt å rette opp allerede i analysedelen. Vi har koblet AKU og trygdestatistikken for å få fram forventningsrette estimater på yrkesdeltakingen blant alle uførepensjonister. AKU for 1991 er koblet med bestanden av alders-, uføre- og etterlattepensjonister ved utgangen av 1990 og 1991. Tabell 5.1.1 oppsummerer noen av hovedresultatene, og viser at yrkesaktiviteten blant alders-, uføre- og etterlattepensjonister er vesentlig høyere enn det AKU rapporterer. Spesielt er yrkesprosenten blant uføre på

Tabell 5.1.1 Trygdestatus i AKU og GR1

Personer 16-74 år

	Yrkesstatus i AKU				
	Ialt	Yrkesaktiv		Yrkespassiv	
		Trygdemottaker i følge AKU			
		Nei	Ja	Nei	Ja
Trygdestatus i GR1	Tusen personer				
Alle	3 106	2 106	20	498	482
Ikke pensjonister	2 528	2 034	3	450	41
Pensjonister ialt	576	70	17	48	441
Herav:					
Ny pensjonist	47	14	1	8	24
Etterlattepensjonist	34	20	0	8	6
Delvis ufør	49	21	2	7	19
Helt ufør	180	7	5	112	56
Alderspensjonist	267	9	8	13	237

Kilde: Kobling av Statistisk sentralbyrås arbeidskraftundersøkelse (AKU) for 1991 og Rikstrygdeverkets registre over trygdemottakere (GR1) per 31/12-1990 og 31/12-1991

om lag 15-20 prosent mot tilsynelatende 4-5 prosent i AKU. Dette stemmer rimelig bra med tallene for inntektstakere og inntekter blant uføre i datagrunnlaget for MOSART. Til bruk i modellen har vi estimert en multinomisk fordeling over tilstandene:

- Sysselsatt, i arbeid.
- Sysselsatt, midlertidig fraværende på grunn av ferie.
- Sysselsatt, midlertidig fraværende på grunn av egen sykdom.
- Sysselsatt, midlertidig fraværende av annen årsak.
- Arbeidssøker uten arbeidsinntekt.
- Utenfor arbeidsstyrken.

Annet fravær (d) er spesielt høyt for kvinner med småbarn (0-1 år), og kan i all hovedsak tilskrives svangerskapspermisjon. Fordelingen er analysert med utgangspunkt i en multinomisk logit-modell helt analog med logit-modellen i avsnitt 4.1. Valget av estimeringsmetode gir bare en annen måte å beskrive de yrkesprosentene som vi anvender i simuleringssmodellen. Fordelen med en logit-modell kontra en tabell med yrkesprosent, er at vi da kan få fram hovedeffekten av en lang rekke bakgrunnsvariable uten å få en urimelig stor inputtabell. Vi har trukket inn forklaringsvariable som kjønn, alder, skolegang, utdanningsnivå, trygdestatus, ekteskapeleg status, antall barn og yngste barns alder. Spesielt viser det seg at alder har relativt lav direkte effekt på yrkesdeltakingen. Alder har derimot en stor indirekte effekt gjennom aldersrelaterte fenomener som skolegang, omsorg for egne barn og (100 prosent) uførhet. Det er også disse kovariatene som er de viktigste i forhold til det å forklare variasjonene i yrkesdeltakingen. I tilknytning til denne analysen har vi også estimert en relasjon som beskriver variasjonen i faktisk utførte timeverk per uke. Forklaringsvariablene som er trukket inn er de samme.

5.2. Fordeling av arbeid

Yrkesaktiv er i denne modellen definert som å ha pensjons-givende inntekt større enn eller lik ett tusen (1989-)kroner i løpet av inntektsåret. Vi er ikke bare interessert i bestanden av yrkesaktive, men også yrkeshistorier. Vi har derfor sett på bruttostrømmer inn i og ut av yrkesaktivitet definert ved positiv arbeidsinntekt, for å kunne få fram fordelingen av yrkesaktive år mellom individer. En såvidt lav grense for å kalles yrkesaktiv som ett tusen kroner gjør at vi mister mange interessante overganger mellom det å være "faktisk" yrkesaktiv og det å være yrkespassiv eller bare ha tilfeldige jobber. Imidlertid gjør den lave grensen på ett tusen kroner at vi får med oss alle relevante pensjongivende inntekter og vi slipper å ta stilling til hvordan denne inntektsgrensen utvikler seg over tid. Grunnen for ikke å bruke et enda lavere beløp er at vi ønsker å bruke logaritmen av inntekten i en del andre sammenhenger, og små beløp vil her gi ekstreme utslag.

I simuleringssmodellen er det et poeng å simulere begivenhetene det året de faktisk inntreffer. Imidlertid er det slik at årsinntekten blir null først året etter at en person har sluttet å jobbe. Betydelig nedgang i inntekt er heller ingen god indikator på at personen har sluttet å jobbe dette året. Det er derfor nødvendig å trekke inn fjorårets og neste års inntekt for å kunne klassifisere en persons yrkesdeltaking gitt ved arbeidsinntekt. Vi har delt inntektsstatus inn i følgende grupper, hvor bokstaver i parentes angir om personen hadde pensjongivende inntekt over ett tusen kroner henholdsvis året før, samme år og neste år (N:nei, J:ja, x:vilkårlig om det er ja eller nei):

Inntektsstatus:

- Er yrkesaktiv (JJJ).
- Bli yrkesaktiv (NJJ).
- Slutter å være yrkesaktiv (JJN).
- Yrkespassiv (xNx).
- Tilfeldig yrkesdeltaking (NJN).

I analysene og modellen regner vi gruppe 5 for å være yrkespassive, og det gjør at vi mister noen inntekter. Imidlertid angår dette veldig få personer og gjennomgående små inntekter. Denne måten å klassifisere på gjør at vi også mister en observasjon på hver person (siste år), fordi vi trenger et år ekstra for å klassifisere en overgang. Derimot gir det en vesentlig ryddigere simulering, spesielt når vi skal se på hvilke inntekter disse personene har. Vi kan da skille ut alle som begynner eller slutter i løpet av året, og av den grunn har en vesentlig lavere inntekt. I analysene har vi brukt en logitmodell for å se på sannsynligheten av at en person er yrkesaktiv:

$$p_{it} = \frac{\exp(X_{it}\beta)}{(1 + \exp(X_{it}\beta))}$$

- p_{it} er sannsynligheten for at personer som var yrkesaktive året før (inntektsstatus 1 og 3) fortsatt skal være yrkesaktiv i år (inntektsstatus 1).
- p_{it} er sannsynligheten for at personer som var yrkespassive året før (inntektsstatus 2, 4 og 5) skal bli yrkesaktiv i år (inntektsstatus 2).
- X_{it} er en vektor (forklarings)variable knyttet til person (i) for år (t).
- β er parametre som beskriver effekten av de ulike variablene.

Personer som sluttet å arbeide året før (inntektsstatus 3 året før), er utelatt fra analysen, da det i denne klassifiseringen ikke er mulig å slutte å arbeide ett år, for å begynne arbeide igjen neste år.

Estimeringsmetode og tolkning av resultater blir helt analog med analysen av tilgang av uføre i avsnitt 4.1. Analysen er gjennomført separat for de som var/ikke var yrkesaktive året før, da det er store forskjeller med hensyn til nivå og bakgrunn for hva disse sannsynlighetene beskriver. Analysen vil derfor i en viss forstand beskrive bruttostrømmer inn i og ut av yrkesaktivitet. Forklaringsvariablene omfatter kjønn, alder, periode (dummy), stabilitet i yrkesdeltaking, utdanningsnivå og -aktiviteter, trygdestatus, ekteskapeleg status og for kvinner antall barn og alder på yngste barn. Analysen er gjennomført for årene 1986-1988, og omfatter drøyt 1 million enkeltobservasjoner med om lag 55 000 overganger. Kombinert med fjorårets yrkesdeltaking er analysen gjort separat for menn og kvinner for å få fram kjønnsforskjeller, og fordi kjønn påvirker effekten av de andre variablene. Utover kjønn og fjorårets yrkesdeltaking er det ikke tatt hensyn til andre samspill-effekter. Alder er spesifisert som et 2.gradspolynom, mens de andre variablene er kategoriske.

Når skolegang og trygdestatus trekkes inn som forklaringsvariable, viser det seg at alder har relativt liten innflytelse på overgangene. Trygdestatus har imidlertid som ventet meget sterk effekt på yrkesdeltakingen, og spesielt gjelder dette for yrkesaktive som blir helt uføre og for ikke yrkesaktive som allerede mottar alders-, uføre- eller etterlattetrygd. Utdanningsnivå er en viktig forklaringsvariabel for alle bruttostrømmene på arbeidsmarkedet. Dette forsterkes ytterligere av at overgangen til uføretrygd også er sterkt påvirket av utdanningsnivået, og at uføre har en vesentlig lavere yrkesdeltaking enn ikke-uføre. Det er særlig utdanningsnivået som påvirker overgangene, og i mindre grad fagfelt. Stabilitet i yrkesdeltaking er også en viktig forklaringsvariabel. De som "nylig" har endret inntektsstatus har høyere risiko for å endre den på nytt. Spesielt gjelder dette for kvinner, hvor det er mer "normalt" å ha en ustabil yrkesdeltaking.

Barn har stor innvirkning på yrkesdeltakingen for kvinner, og spesielt gjelder dette alder på yngste barn. Kvinner med yngste barn under fire år har en vesentlig større risiko for å slutte å jobbe, til tross for at svangerskapspermisjon er inkludert i inntektsbegrepet, og vesentlig mindre sannsynlighet for å tre inn i jobb igjen. Etter hvert som barna blir eldre øker sannsynligheten for å gå inn i jobb. Antall barn slår svakt ut, men analysen er her noe enkel ved at vi ikke har tatt hensyn til samspill-effekten av flere barn og yngste barns alder.

5.3. Fordeling av arbeidsinntekter

Modellen må også si noe om inntektsnivået for de som er i arbeid i hvert enkelt år. Vi har i denne omgang valgt et meget enkelt opplegg hvor vi beskriver inntektsnivået for hvert enkelt individ ved hjelp av lineær regresjon på observerte inntekter. Det betyr at vi ikke tar stilling til om inntektsforskjellene skyldes forskjeller i arbeidstid eller i timelønn.

$$\ln(Y_{it}) = X_{it} \beta + U_{it}$$

$$\ln(|U_{it}|) = X_{it} \alpha + V_{it}$$

- Y_{it} er pensjonsgivende inntekt i 1989-kroner for person (i) for år (t).
- X_{it} er en vektor (forklarings)variable tilknyttet person (i) for år (t).
- α og β er tilhørende parametre.
- U_{it} og V_{it} er restledd med følgende standard egenskap: $E(U_{it}) = 0$ og $E(V_{it}) = 0$.

Første linje angir sammenhengen mellom inntekt og de forklaringsvariablene vi har trukket inn, mens andre linje angir den tilsvarende sammenhengen for restleddets varians/standardavvik. Et viktig krav til begge relasjoner er at de skal kun gi positive predikerte verdier, og en logaritmisk form er da meget bekvem. Forskjeller i varians på restleddet kunne vært spesifisert bedre, men vi ville da lett fått negative predikerte verdier eller vi måtte ha brukt ikke-lineære estimeringsmetoder. Det viktigste her er at den enkle spesifikasjonen er egnet til å fange opp forskjellene i spredning i inntekt mellom ulike grupper. Parametrene i β -vektoren er estimert direkte ved lineær regresjon på 10 prosent av den yrkesaktive befolkningen i årene 1985-1988, og omfatter om lag 900 000 observasjoner. Parametrene i α -vektoren er estimert på de empiriske restleddene fra denne regresjonen.

Vi har ikke prøvd å analysere om det er autokorrelasjon i inntektsseriene (fire observasjoner per person), men i stedet prøvd å belyse dette ved enklere metoder senere i avsnittet. Forklaringsvariablene omfatter kjønn, alder, periode (dummy), inntektsstatus (begynner/slutter), stabilitet i yrkesdeltaking, utdanningsnivå og -aktiviteter, trygdestatus, ekteskapeleg status og for kvinner antall barn og alder på yngste barn. Analysen er også gjort separat for menn og kvinner for å ta hensyn til kjønnsforskjeller, og på grunn av at kjønn påvirker effekten av de andre variablene. Utover kjønn er det ikke tatt hensyn til andre samspill-effekter. Alder er spesifisert som et 2.gradspolynom, mens de andre variablene er kategoriske. Når analysen gjennomføres for menn og kvinner sammen (med kjønn som forklaringsvariabel), blir den multiple korrelasjonskoeffisienten R^2 i overkant av 50 prosent for inntektsrelasjonen.

Spesifikasjon i simuleringsmodellen

Inntektsrelasjonen ovenfor sier ingenting om mulig autokorrelasjon i inntektsseriene, det vil si om noen personer har en inntekt som fra år til år systematisk avviker fra forventet inntekt. Dette er det vanskelig å få et godt empirisk grep på. Vi har i stedet testet ut forskjellige måter å spesifisere autokorrelasjonen på i simuleringsmodellen. Vi valgt to mål for spredning i inntekt over livsløpet, og sammenlignet hvordan disse er i datagrunnlaget for MOSART (historiske tall) og i de ulike simuleringene. Videre har vi sett på hvordan ulike forutsetninger omkring autokorrelasjon slår ut på utviklingen i slutt-poengttallet og effekten av å innføre 30 beste poengår i beregningen av slutt-poengttallet. Inntekten blir simulert med utgangspunkt i inntektsrelasjonen ovenfor (samme symboldefinisjoner):

$$Y_{it} = \exp(X_{it} \beta + \varepsilon_{it})$$

Først beregnes en del som går på forventet inntekt for hvert individ avhengig av kjønn, alder og de andre forklaringsvariablene ($X_{it}\beta$). I tillegg må hvert individ tilordnes et eget restledd i simuleringen som kan fange opp den uforklarte delen av inntekten (ε_{it}). Restleddet i simuleringen har forventning lik null, og fordelingen er beregnet i forhold til fordelingen av de empiriske restleddene fra analysen. Restleddet i simuleringen er nødvendig hvis modellen i tilstrekkelig grad skal klare å fange opp inntektsforskjeller mellom individer, noe som senere blir vist i figur 5.3.1. Vi har gjennomført tre simuleringer med forskjellige forutsetninger omkring restleddet ε_{it} :

- (i) Intet restledd.
- (ii) Restleddet varierer tilfeldig fra år til år.
- (iii) Restleddet er fast for hvert enkelt individ over hele yrkeskarrieren.

I den første simuleringen er restledd utelatt ved at restleddet er satt lik null for alle. I de to øvrige er fordelingen av simuleringrestleddet i hvert enkelt år lik den observerte fordelingen i analysen av inntektsnivået, men med ulik grad av stabilitet for hvert enkelt individ¹⁷. Utenom restleddet i innteksrelasjonen, er forutsetningene omtrent de samme som i referansebanen i avsnitt 7.1. Disse tre alternativene spiler ut mulighetsområdet for veksten i sluttpoengtallet, og det kan derfor gi en antydning om hva som kan være en god tilnærming.

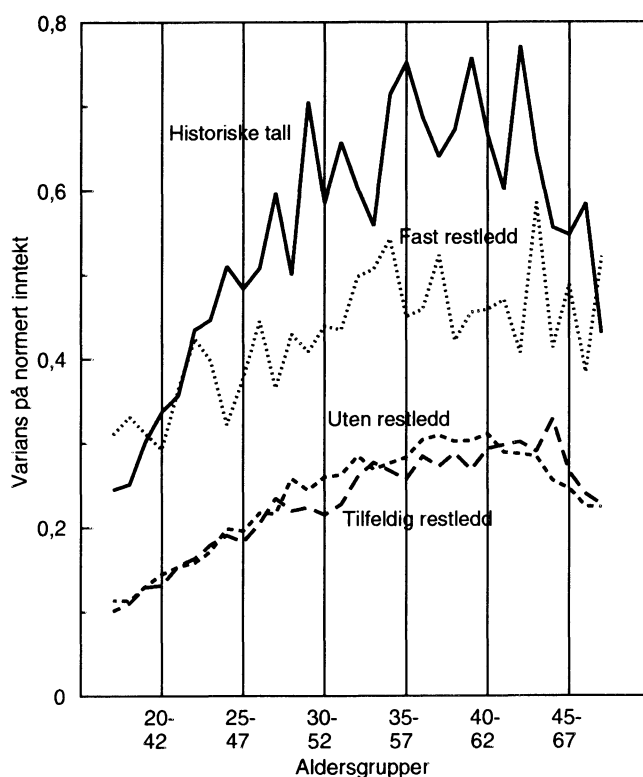
Restleddet og spredning i inntekt

Spredningsmålene vi har valgt prøver å fange opp variasjon mellom individer og variasjon over livsløpet. Først har vi normert alle inntektene slik at gjennomsnittsinntekten i hvert år er lik én, for bedre å kunne sammenligne ulike generasjoner.

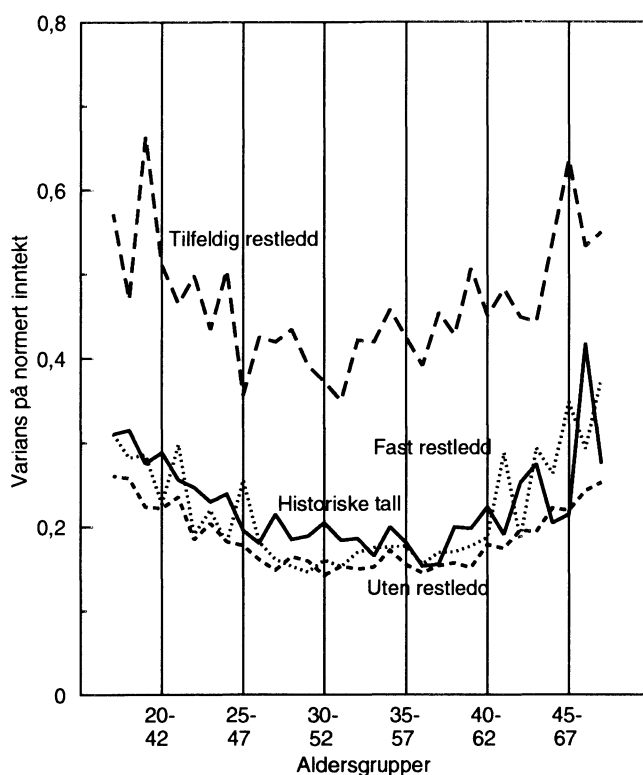
Videre har vi for hvert individ beregnet gjennomsnitt og varians på normerte årsinntekter over perioder på 23 år. Tidsrommet på 23 år valgt fordi dette er den maksimale lengden på de historiske inntektsseriene i utgangspopulasjonen. Disse beregningene er gjort for personer født i årene 1920-1950 for inntektsårene 1967-1989, og dette utgjør de historiske tallene. Tilsvarende er gjort for de tre simuleringene for personer født i årene 1980-2010 for inntektsårene 2027-2050. I hver enkelt fødselskohort har vi beregnet variansen på individenes gjennomsnittsinntekt over "livsløpet" (=23 år), og disse tallene er gjengitt i figur 5.3.1. Videre har vi for hver fødselskohort beregnet gjennomsnittet for individenes varians på inntekten over "livsløpet" (=23 år), og disse tallene er gjengitt i figur 5.3.2. Figurene er lagt opp slik at man kan sammenligne personer som er like gamle i de årene beregningene er gjort for, uavhengig av fødeår.

Av figur 5.3.1 framgår det at variasjonen i inntekt mellom individer er størst i de historiske tallene, og at simuleringen med fast restledd gir bortimot samme spredning. Fast restledd over livsløpet er innenfor denne innteksrelasjonen det som gir maksimal spredning i livsinntekt mellom individer. Når spredningen likevel blir lavere enn i de historiske tallene, skyldes det i all hovedsak at eldre kvinner vil få atskillig høyere yrkesprosenter i framskrivingsperioden. Det å ikke ha inntekt er

Figur 5.3.1 Variasjon mellom ididder



Figur 5.3.2 Variasjon over livsløpet



17 I det tilfellet simuleringrestleddet er fast, får personer i utgangspopulasjonen som var yrkesaktiv i basisåret beregnet simuleringrestleddet i forhold til det inntektsnivået personen hadde i basisåret, jmfør avsnitt 6.6.

kanskje det som mest bidrar til inntektsforskjeller. Når færre blir uten inntekt, går rimeligvis spredningen i inntekt ned. De to alternativene uten restledd og restledd som varierer tilfeldig fra år til år, gir atskillig lavere spredning i individers livsinntekt.

Figur 5.3.2 viser at tilfellet med restledd som varierer tilfeldig fra år til år, vil gi meget stor variasjon i inntektene over livsløpet. De historiske tallene og simuleringene uten restledd og med fast restledd, gir atskillig lavere, og omtrent samme variasjon over livsløpet. De to alternativene uten restledd og fast restledd gir innenfor denne inntektsrelasjonen minst variasjon i inntektene over livsløpet. Det er derfor noe overraskende at disse to simuleringene likevel gir omtrent samme resultat som de historiske tallene. Årsaken kan ligge i at inntektsrelasjonen er estimert over tverrsnittsdata, og at den systematiske variasjonen langs alder er større her enn i kohorttall. Dette antyder et behov for mer avansert modellering av inntektsdannelsen, men samtidig at den enkle relasjonen med fast restledd gir en brukbar tilnærming.

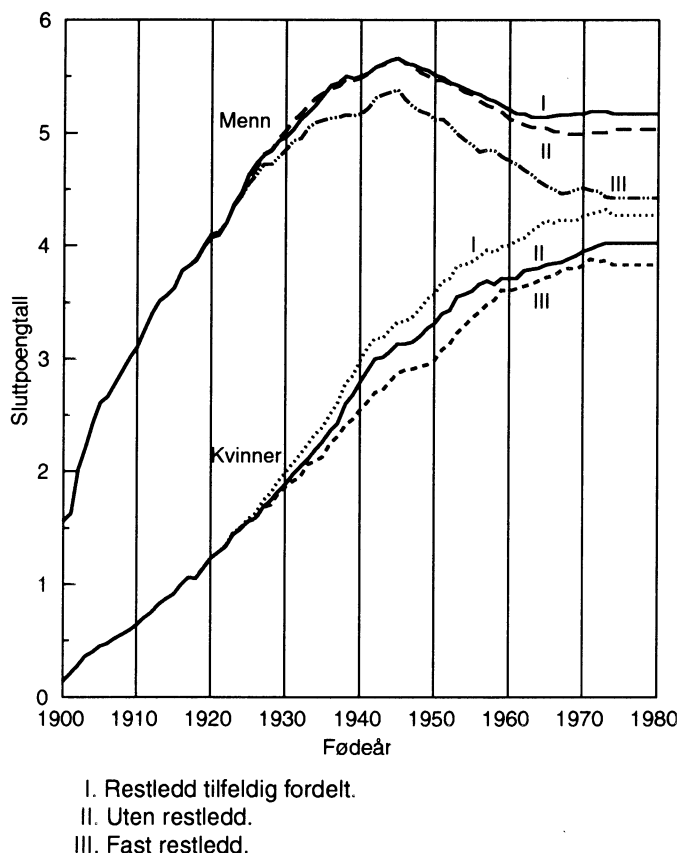
Restleddet og utviklingen i sluttpoengtallet

Figur 5.3.3 viser gjennomsnittlig sluttpoengtall i ulike fødselskohorter etter kjønn med ulike forutsetninger omkring autokorrelasjon i inntektsseriene. Forutsetningene er omtrent de samme som i referansebanen i avsnitt 7.1, og spesielt kan nevnes at grunnbeløpet utvikler seg i takt med lønnsnivået fra og med 1992. Personer født i 1900 er de eldste som har fått sluttpoengtall i folketrygden, og generasjonene etter dette har fått høyere sluttpoeng fordi opptjeningstiden i folketrygden har blitt lengre. For menn født etter 1945 går sluttpoenget noe ned, fordi opptjeningstaket for pensjonspoeng ble senket i 1992 (se kapittel 2). For mer detaljer omkring utviklingen i sluttpoenget/alderspensionene, se avsnitt 7.1 og 7.5, nedenfor drøftes i første rekke forskjellene mellom de ulike alternativene.

For menn er det små forskjeller når inntekt simuleres uten restledd eller med tilfeldig restledd fra år til år. Dette skyldes trolig at den uforklarte inntektsvariasjonen for menn er mindre enn for kvinner og fordi gjennomsnittsinntekten for menn allerede er nær "skråtaket" for opptjening av pensjonspoeng (se figur 2.1). Noen inntekter over gjennomsnittet betyr lite fordi pensjonspoengene da ikke blir vesentlig større, og noen inntekter under gjennomsnittet blir strøket (jamfør besteårsregelen og at menn har mange inntektsår å velge mellom). Derimot gir inntekt med fast restledd store utslag, fordi de mennene som får høy inntekt får relativt lite utslag i pensjonspoengene ("skråtaket"), mens de menn som får vedvarende lavere inntekter taper fullt ut på dette.

For kvinner er utslagene noe annerledes, fordi gjennomsnittsinntekten for kvinner er betydelig lavere enn "skråtaket" for opptjening av pensjonspoeng. Inntekt hvor restleddet varierer tilfeldig fra år til år sammenlignet med intet restledd, vil for kvinner gjøre at de tyve beste poengårene blir vesentlig bedre. Av samme grunn blir overgangen til fast restledd lite vesentlig, fordi kvinnene som får systematisk høyere inntekt drar fordel av dette i forhold til pensjonspoengene.

Figur 5.3.3 Sluttpoengtall etter fødeår

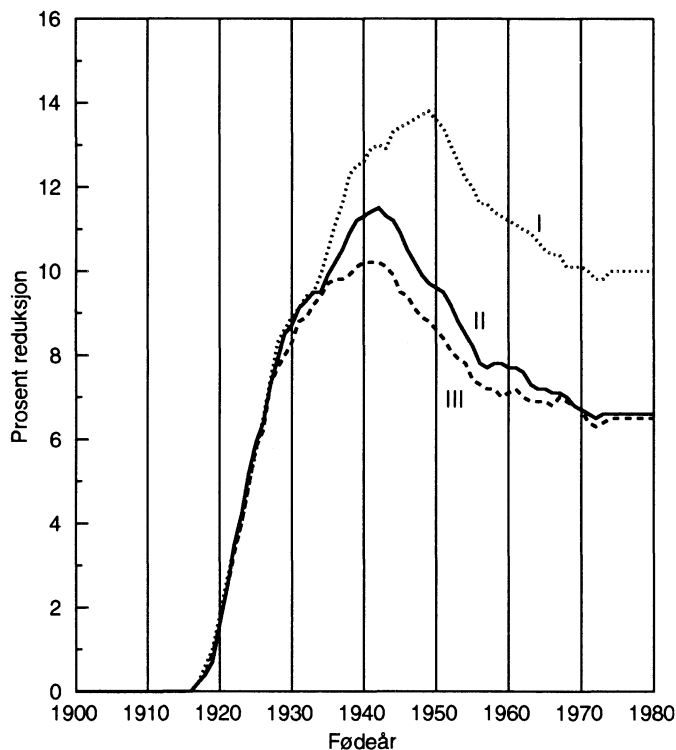


Restleddet og virkningen av å endre besteårsregelen

Figurene 5.3.4 og 5.3.5 viser den prosentvise reduksjonen i sluttpoengtallet av å innføre 30 beste poengår isteden for 20 beste poengår, med ulike forutsetninger omkring autokorrelasjon i inntektsseriene. Effekten er beregnet som om denne regelendringen var blitt gjort gjeldende fra folketrygdens begynnelse, og vi har dermed utelatt potensielle overgangsordninger. Legg spesielt merke til at man må ha minst 20 poengår før dette tiltaket gir noe utslag, og at personer som er født før 1917 dermed ikke blir berørt av endringen i besteårsregelen. Blant menn er det de som er født i 1930 som ville blitt hardest berørt, og det skyldes at dette fødselskullet har akkurat maksimalt 30 poengår når de går av med alderspensjon ved 67 år. De har dermed ikke muligheten for å stryke noen poengår når besteårsregelen utvides til 30 beste poengår. Fødselskullene som kommer senere vil ha flere mulige poengår å velge mellom, og med realistiske forutsetninger omkring variasjonen i inntekt over livsløpet, vil effekten for menn bli relativt lav.

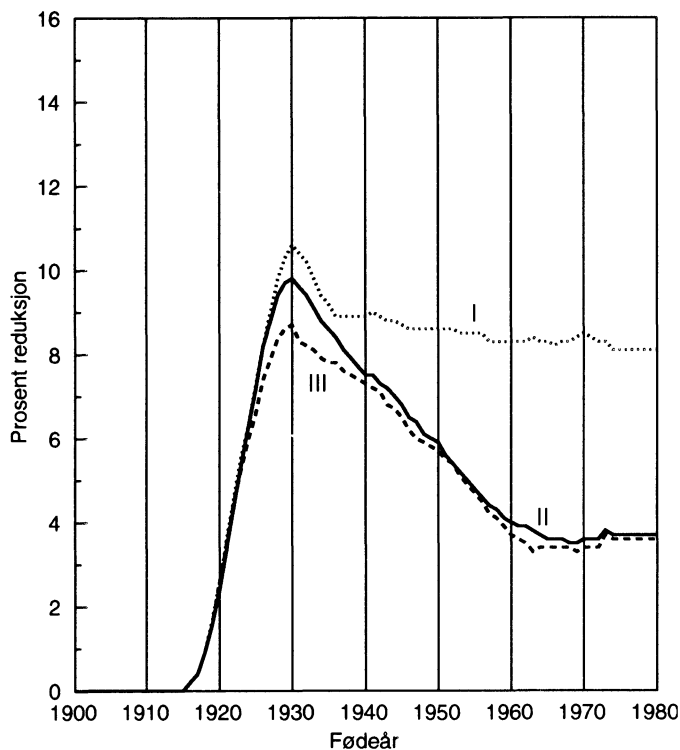
Kvinner født rett etter 1940 rammes hardest av endringen i besteårsregelen, og dette skyldes trolig at kvinnekohortene født forut for 1940 har hatt en relativt lav yrkesdeltaking. Disse eldste kvinnehohortene har dermed for få inntektspoeng-år til at besteårsregelen dermed kan få noen betydning. Når effekten går mindre ned for kvinner født etter 1940 enn for menn, skyldes dette at kvinner har atskillig større variasjon i inntektene over livet. Spesielt vil kvinner ha færre yrkes-

Figur 5.3.4 Effekt på sluttpoengtallet av å bruke "30 beste år", kvinner



- I. Restledd tilfeldig fordelt.
- II. Uten restledd.
- III. Fast restledd.

Figur 5.3.5 Effekt på sluttpoengtallet av å bruke "30 beste år", menn

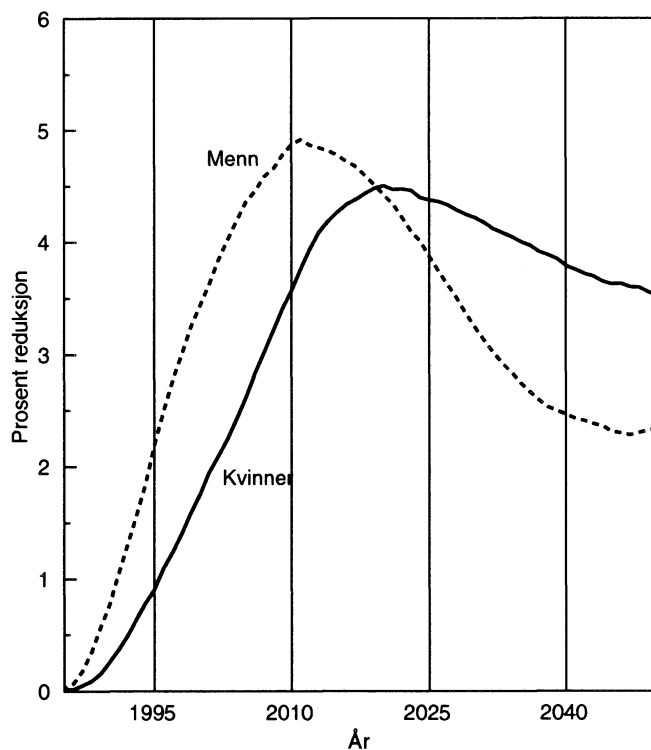


- I. Restledd tilfeldig fordelt.
- II. Uten restledd.
- III. Fast restledd.

aktive år, og mange kvinner vil ha ingen eller redusert inntekter i de årene de har (små)barn. Omsorgspoeng vil til en viss grad motvirke dette, men langt fra fullt ut.

Figur 5.3.6 viser effekten på samlet alderspensjon av å utvide besteårsregelen fra 20 til 30 år, gitt at inntekten simuleres med fast restledd. Tiltaket har klart størst effekt på mannlige pensjoner de første årene, og det skyldes at kvinner stort sett er minstepensjonister i de nærmeste årene. Som kjent berører endringer i besteårsregelen bare tilleggspensjonen, og er dermed uten betydning for minstepensjonistene. Etter hvert rammes kvinner hardere, og det skyldes at kvinner etter hvert vil få tilleggspensjoner, men at disse vil være basert på mer ujevn yrkesdeltaking. Med en rimelig overgangsordning fra 20 beste poengår til 30 beste poengår, vil effekten på pensjonene de første årene bli atskillig lavere enn det som er skissert i figurene 5.3.3-6. Figurene viser dermed at en besteårsregel med 20 beste poengår har ført til en raskere opptrapping av tilleggspensjonene i folketrygden, og at 30 beste poengår på lang sikt vil ramme kvinner hardere enn menn. Imidlertid er bidraget til reduserte pensjoner liten sammenlignet med det som kan oppnås med en svakere vekst i grunnbeløpet i dette tidsperspektivet (se avsnitt 7.4). En reform med 30 beste poengår vil gjøre folketrygden enda mer komplisert og trolig ha en skjev fordelingsprofil. Man kan derfor stille spørsmål om endringer i besteårsregelen er et egnet middel til innstramminger i folketrygdens utgifter, for eksempel sammenlignet med regulering av grunnbeløpet.

Figur 5.3.6 Effekt på alderspensjoner av å bruke "30 beste år", fast restledd

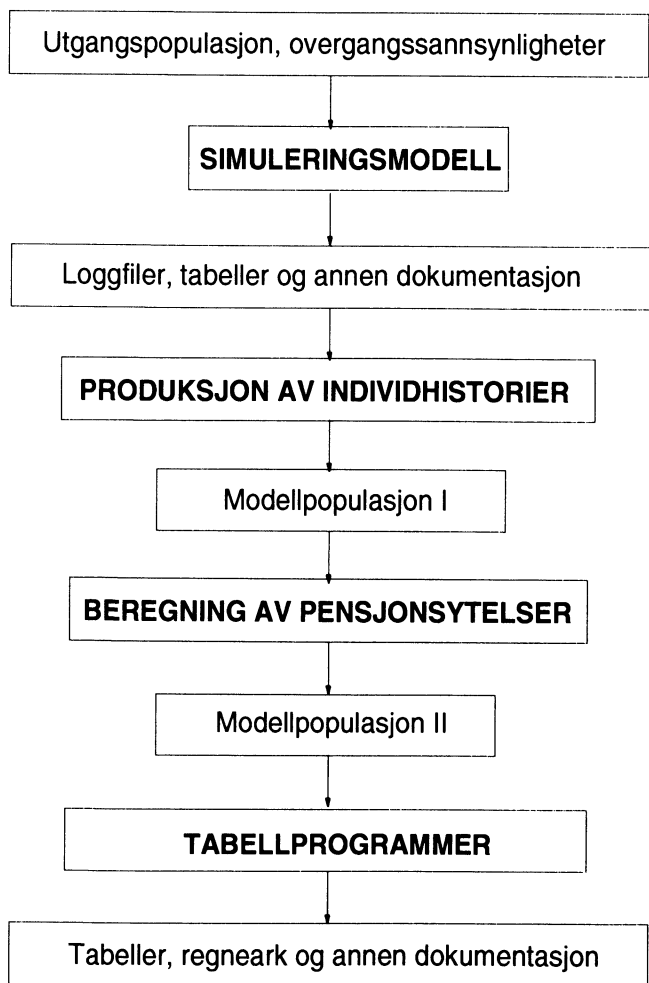


6. MOSART

Figur 6.1 gir en oversikt over de programsystemene (angitt med store bokstaver) som inngår i en simulering med MOSART. Forut for en simulering ligger arbeid med tilrettelegging av utgangspopulasjonen (utvalget modellen starter med) og overgangssannsynlighetene. Dette arbeidet er nærmere beskrevet i kapittel 3-5 i denne rapporten og i Andreassen et al (1993). Selve simuleringen gjennomføres i simuleringmodellen, og de videre avsnittene i kapittel 6 gir en nærmere

beskrivelse av denne. Blant annet omfatter dette simulering av de videre livsløpene for individene i utgangspopulasjonen og de nye individene som legges til etter hvert. Etter simuleringen følger bearbeiding av simuleringresultatene slik at disse kan gi nyttig informasjon. Dette omfatter blant annet tilrettelegging av modellpopulasjonen, beregning av pensjonsytelser og uttak av standard tabeller med aggregerte tall. Med unntak av beregningen av pensjonsytelser (se kapittel 2), er dette enkel tallbehandling og omtales ikke nærmere i denne rapporten. En teknisk dokumentasjon av simuleringmodellen og bearbeidingen av simuleringresultatene finnes i to foreløpig upubliserte notater, Fredriksen (1993A) og (1993B). Et spesielt poeng er imidlertid at beregningen av pensjonsytelser skjer etter simuleringen av livsløpene. Dette betyr at denne versjonen av MOSART bare i begrenset grad kan fange opp eventuelle effekter som pensjonsytelsene kan ha på tilgangen av uføre og arbeidstilbudet. Derimot blir det enklere å gjøre beregninger på endringer i reglene for alders- og uførepensjon, da man kun trenger å kjøre beregningsrutinene på nytt (slipper simuleringmodellen). I tillegg til kortere kjøretid, blir også den modellgenererte usikkerheten knyttet til denne typen virkningsberegninger mindre.

Figur 6.1 MOSART



6.1. Simuleringsmodellen

MOSART bygger på mikrosimulering, hvor man trekker et utvalg av befolkningen og deretter simulerer det videre livsløpet for hvert enkelt individ. Utvalget modellen starter med kalles for *utgangspopulasjonen*, og omfatter faktiske opplysninger for livsløpene opp til og med *startåret* for simuleringen. I MOSART som trygdmodell vil dette spesielt inkludere hittil opptjente pensjonsrettigheter i form av pensjonspoengrekker. En nærmere omtale av datagrunnlaget for utgangspopulasjonen finnes i kapittel 3. I denne versjonen av MOSART vil en enkel simulering bygge på et utvalg som omfatter en prosent av befolkningen pr 1/1-1990. Utvalget er tilfeldig trukket, men samtidig uveid forhåndsstratifisert etter kjønn, alder og ekteskapeleg status. Dette betyr at aldersfordelingen blir eksakt den samme i utgangspopulasjonen som i befolkningen, og dermed blir usikkerheten på framskrivningene lavere. Alder er som kjent en viktig forklaringsvariabel for mange begivenheter, spesielt dødelighet.

Simuleringen skjer ved at modellen for hvert nytt år etter startåret trekker hva som skjer med hver enkelt person i løpet av dette året. Trekningene skjer ved å generere tilfeldige tall med

Figur 6.1.1 Forklaringsvariable i simuleringen

Initialiser modellen:

- Hent inn utgangspopulasjonen, overgangssannsynligheter og andre parametre
- Sett år til startår

Simuler dette året

- Bevegelser i folkemengden
 - Hent inn nye innvandrere
 - Hent inn nytt kull 16-åringer
 - For alle personer: simuler utvandring
 - For alle personer: simuler død, gjør eventuelt ektefellen til enke/enkemann
- Ekteskap og barn
 - For alle kvinner: simuler fødsler
 - For alle gifte kvinner: simuler skilsmisse, gjør eventuelt også ektefellen til fraskilt
 - For alle ikke gifte kvinner: simuler giftemål, hvis giftemål, trekk ektefellens alder og finn en tilfeldig ikke gift mann med denne alderen
- Utdanning
 - For alle personer: simuler skolegang og innvirkning på utdanningsnivå
- Trygdestatus
 - For alle personer: simuler overganger til alders-, uføre- og etterlatte-trygd
- Arbeidsstyrke
 - Framskriv arbeidsstyrken med konstante yrkesprosenter/arbeidstider
 - Juster individuelle sannsynligheter for å ha arbeidsinntekt slik at: Forventet antall inntektstakere stemmer med framskrevet arbeidsstyrke
 - For alle personer 16-74 år: simuler om og hvor mye arbeidsinntekt hver person har
 - Juster alle arbeidsinntektene proporsjonalt slik at gjennomsnittsinntekten stemmer
- Øk årstallet med ett år
- Er årstallet større enn simuleringsslutt:
 - Nei – gå tilbake til 'simuler dette året'
 - Ja – avslutt simuleringen

uniform fordeling (0,1), og deretter sammenligne disse tilfeldige tallene med sannsynligheten for at begivenhetene skal inntreffe. Er det tilfeldige tallet mindre enn sannsynligheten, lar vi begivenheten inntreffe. Disse sannsynlighetene er normalt knyttet til overganger, for eksempel at begivenheten første gangs giftemål gir en overgang fra ugift til gift. Av den grunn omtales de som *overgangssannsynligheter*, og vil avhenge av kjennetegn ved individet selv og være estimert på grunnlag av observert atferd i en gitt periode. Når simuleringen gjennomføres for tilstrekkelig mange personer vil modellen kunne gi en beskrivelse av befolkningen.

Figur 6.1.1 gir en oversikt over de kjennetegnene/begivenhetene som blir simulert i MOSART, mens tabell 6.1.2 gir en oversikt over hvilke kjennetegn de ulike begivenhetene er betinget med hensyn på. Spesielt omfatter simuleringen bevel-

Figur 6.1.2 Forklaringsvariable i simuleringen

Demografi

- Dødelighet: Kjønn, alder og uførhet
- Fødsler: Alder, antall barn og yngste barns alder
- Giftemål: Kvinnens alder, om hun nylig har født et barn og ekteskapelig status (ugift, skilt, enke)
- Skilsmisse: Kvinnens alder

Utdanning

- Skolegang: Kjønn, alder, fjorårets utdanningsnivå og utdanningsaktiviteter

Trygdestatus

- Uføretrygd: Kjønn, alder, utdanning, yrkesdeltaking, ekteskapelig status og barn
- Uføregrad: Kjønn, alder og uføregrad
- Forlate uføretrygd: Kjønn, alder og uføregrad
- Etterlatte-trygd: Kjønn og inntekt
- Alderstrygd: Kjønn, alder og yrkesdeltaking

Arbeidstilbud

- Arbeidsstyrken: Kjønn, alder, skolegang, utdanningsnivå, trygdestatus, ekteskapelig status, antall barn og yngste barns alder
- Yrkesdeltaking: Som over + fjorårets yrkesdeltaking og trekk ved yrkeshistorien
- Arbeidsinntekt: Som over (begge) + individuelt restledd

ser i folkemengden, utdanning, trygdestatus og yrkesdeltaking. Avsnittene 6.3-6.6 gir en nærmere beskrivelse av de enkelte kjennetegnene som simuleres. For hvert år som simuleres legges nye individer til utgangspopulasjonen i form av nye kull 16-åringer og nye innvandrere. Resultatet av simuleringen blir en *modellpopulasjon*, som gitt forutsetningene bak simuleringen, vil være representativ for befolkningen i Norge i framskrivingsperioden. Modellpopulasjonen vil inneholde opplysninger om livshistorien for hvert individ fra og med 1967, og dette kan brukes til å ta ut tabeller eller å beregne viktige størrelser. Gitt en utvikling i grunnbeløpet, vil MOSART kunne gi fullstendige pensjonspoengrekker, og dette kan brukes til å beregne framtidige pensjonsytelser.

Alle framskrivingsmodeller vil være beheftet med usikkerhet, og i avsnitt 6.7 gjør vi rede for MOSARTs egenskaper på dette området. Mikrosimulering vil generere usikkerhet knyttet til trekningene, og dette går vi spesielt inn på.

6.2. Tidsbegrep

I MOSART har vi valgt å bruke diskret tid med kalenderåret som tidsenhet, da vi fant dette mest hensiktsmessig i forhold til de prosesser vi modellerer. Mange av de kjennetegn vi ser på vil være årlige, blant annet gjelder dette skolegang og pensjonsgivende inntekt. Videre er interessen for resultater som oftest knyttet til tall for (utgangen av) hvert enkelt år. I tillegg er det atskillig enklere å modellere pardannelsen (ektepar) når dette foregår i diskret tid. Samtidig omfatter MOSART mange konkurrerende/parallele risiki¹⁸, og vi får dermed et uløselig problem knyttet til simultanitet. Selv med et begrenset antall

18 Med konkurrerende risiki menes ofte begivenheter som gjensidig utelukker hverandre, typisk forskjellige dødsårsaker. I denne sammenhengen bruker vi derimot begrepet konkurrerende risiki om ulike begivenheter som kan inntreffe i samme periode, for eksempel ta utdanning og begynne å arbeide.

begivenheter kan antallet kombinasjoner av begivenheter bli uhåndterlig stort. Spesielt vil det være umulig å estimere den simultane sannsynlighetsfordelingen for hele settet av mulige utfall i en modell av MOSARTs kompleksitet. I tillegg ville et slikt analyseresultat inneholdt så mange parametre at simuleringsmodellen ikke vil klare å håndtere dette (internminne/regnekraft). Vi må derfor betrakte ulike begivenheter eller grupper av begivenheter isolert fra hverandre. Vi har lagt opp til en rekursiv løsning, hvor vi trekker grupper av begivenheter i en bestemt rekkefølge, for deretter å bruke betingede sannsynligheter. Rekkefølgen i MOSART er linje for linje:

Demografiske kjennetegn:

- Bevegelser i folkemengden:
 - Nye kull 16-åringer
 - Innvandring
 - Utvandring
 - Dødelighet
- Fødsler
- Bevegelser i ekteskapeleg status og valg av ektefelle
- Skolegang og innvirkning på utdanningsnivå
- Overganger til alders-, uføre- og etterlattertrygd
- Arbeidstilbud og pensjonsgivende inntekt

Valget av rekkefølge er ikke helt tilfeldig. Vi har forutsatt at bevegelser i folkemengden først, da alt annet ville gitt et rotete forløp i modellen. Rekkefølgen av skolegang og trygdestatus betyr lite, da dette i stor grad angår to forskjellige grupper av befolkningen (unge/gamle). Framskrivninger av arbeidsstyrken er kanskje MOSARTs viktigste anvendelse. Simuleringen av arbeidstilbud kommer derfor til slutt, slik at yrkesdeltakingen kan gjøres avhengig av alle de andre kjennetegnene samme år. Alle begivenheter kan avhenge av alle andre begivenheter opp til og med fjoråret, samt de andre begivenhetene som er simulert tidligere samme år. Dette skal i prinsippet gi samme resultat som bruk av simultane sannsynligheter, da:

$$P(A, B|X) \equiv P(A|X) \cdot P(B|A, X)$$

Hvor $P(A, B|X)$ angir sannsynligheten for at tilstanden skal være A og B ved utgangen av året gitt tilstanden X ved utgangen av året før, det vil si en ett-årig overgangssannsynlighet. $P(A|X)$ og $P(B|A, X)$ er de tilsvarende marginale sannsynlighetene. Legg spesielt merke til at B er betinget med hensyn på tilstanden for A på samme tidspunkt¹⁹. De vesentligste problemene oppstår når sannsynlighetene skal spesifiseres som funksjoner av forklaringsvariablene. Betingede sannsynligheter vil da gi noe andre resultater, og tolkningen av parametrene i funksjonene kan bli lite meningsfull. I tillegg vil man ofte mangle simultane data, slik at estimeringen av de betingede sannsynlighetene ofte vil mangle noen av de kjennetegnene man burde betinget med hensyn på. Imidlertid er mangelen på simultane data et like stort problem med andre analyseteknikker. Trolig vil simuleringsresultatet i liten grad bli endret av å bruke betingede sannsynligheter framfor simultane, spesi-

elt fordi vi har en kort tidsenhet (år) i forhold til de begivenheter vi modellerer. MOSART er i ekstrem grad rekursiv, hvor vi simulerer en og en begivenhet av gangen.

6.3. Demografiske kjennetegn

Forutsetningene bak simuleringen er valgt slik at befolkningstallene langt på vei tilsvarer alternativet KM1-90 fra modellen BEFREG (se avsnitt 1.2). Dette framskrivingsalternativet forutsetter et samlet fruktbarhetstall på 1,89 (1989-nivå), innvandringsoverskudd på 5 000 personer i året og en svak nedgang i dødeligheten fram mot år 2010 (forventet levealder øker med 1-2 år). Nedenfor følger en kort beskrivelse av simuleringen av de ulike demografiske kjennetegnene, mens en mer detaljert beskrivelse finnes i Andreassen et al (1993).

Nye kull 16-åringer

Nye generasjoner tilføres modellpopulasjonen ved å legge til nye kull 16-åringer for hvert år som går. Dette gjøres ved å legge inn et nærmere angitt antall 15-åringer ved utgangen av året før, og tildele disse kjennetegn som er normalt for 15-åringer. Det vil si at de er ugifte, barnløse, ikke uføretrygdet og utenfor arbeidsstyrken. Utdanningsnivået for 15-åringene blir trukket, og de fleste går i siste året på grunnskolen. Antallet 15-åringer kan legges inn som en eksogen tallserie, såkalt eksogen rekruttering. Antallet kan da for eksempel hentes fra befolkningsmodellen BEFREG. Hvis MOSART i tillegg bruker samme forutsetninger omkring dødelighet og nettoinnvandring, vil befolkningstallene fra MOSART bli konsistente med tallene fra BEFREG. Dette er et viktig poeng i en del sammenhenger, da BEFREG ofte vil bli brukt som den underliggende befolkningsframskrivningen ved langtidsplanlegging.

Antallet 15-åringer kan alternativt bli bestemt av antall fødsler som blir simulert i modellen, og dette kalles endogen rekruttering. Man mister da konsistensen med BEFREG, og variasjonen på befolkningstallene øker fordi antallet nye 15-åringer blir stokastisk. Til gjengjeld får man en direkte sammenheng mellom befolkningstilveksten, de fødsler som simuleres i modellen og andre kjennetegn som avhenger av barn, for eksempel yrkesdeltaking. I framskrivningene i denne rapporten har vi benyttet endogen rekruttering, nettopp for å kunne fange opp dette siste poenget. Med de fruktbarhetsratene vi har benyttet, blir antallet nye 15-åringer noe lavere enn med alternativet KM1-90 fra BEFREG.

Inn- og utvandring

Inn- og utvandring er enkelt modellert i MOSART, og formålet er begrenset til å fange opp den direkte virkningen på befolkningstallene. Inn- og utvandring blir simulert ved å legge til nettoinnvandrere etter kjønn og alder. Er det nettoutvandring i noen aldersgrupper, fjerner modellen et tilsvarende antall personer i disse aldersgruppene. Innvandrere tildeles kjennetegn i stor grad lik gjennomsnittet av befolkningen i Norge.

¹⁹ For eksempel kan $P(B|A, X)$ angi sannsynligheten for at man har sluttet å arbeide i løpet av året (tilstand ved utgangen av året; sluttet å arbeide i løpet av året), gitt at man har blitt uføretrygdet i løpet av året (tilstand ved utgang av året; ny ufør i løpet av året), uten å ta stilling til hvilken begivenhet som kom først eller hvor lenge man har vært ufør i løpet av året. Dette er en viss svakhet ved opplegget, men så lenge tidsenheten er kort i forhold til begivenheter som modelleres og man ikke er opptatt av når på året noe skjedde, er dette et mindre problem.

Dødelighet

Dødelighet simuleres avhengig av kjønn og alder, og dødelighetsratene er hentet fra BEFREG. Uførepensjonister har klart høyere dødelighet enn normalbefolkningen, noe som vil påvirke antallet uførepensjonister. Vi har derfor lagt inn muligheten for å øke dødeligheten additivt for uføre avhengig av kjønn. I disse framskrivningene er dødeligheten økt med to prosentpoeng for uføre menn og ett prosentpoeng for uføre kvinner (NOU 1990:17, side 60). Dødeligheten for ikke-uføre i alderen 16-66 år blir justert ned slik at total dødelighet ikke endres. Dette er en rimelig tilnærming hvis man tror endringer i tilgangen av uføre skyldes regelendringer og forhold på arbeidsmarkedet, i motsetning til endringer i helseforholdene. Hvis andelen uføre i befolkningen øker, er det grunn til å tro at forskjellen i dødelighet mellom uførepensjonister og resten av befolkningen vil avta. Dette poenget har vi ikke forsøkt å fange opp.

Dødelighet er i modellen uavhengig av ekteskapeleg status, og det gjør at antall enker blir noe for høyt, fordi gifte menn har vesentlig lavere dødelighet enn enslige menn. Vi får dermed for mange enslige pensjonister, noe som bidrar til å overvurdere veksten i pensjonene. Videre avhenger dødeligheten heller ikke av (tidligere) inntektsnivå, og det er en grunn til å tro at det er en sammenheng her. Dette vil isolert sett bidra til å undervurdere veksten i pensjonene, hvis det er slik at "rike" mennesker også har lavere dødelighet.

Fødsler og ekteskap

Modellen simulerer fødsler for kvinner avhengig av alder, antall barn og alder på yngste barn. Fruktbarhetsratene som benyttes her er estimert på fødsler fra året 1989, og er ikke sammenlignbare med fruktbarhetsratene i BEFREG (som er estimert på en annen måte). Samlet fruktbarhetstall²⁰ blir omtrent det samme i de to modellene, men forskjeller i alder ved første fødsel kan forklare at antall fødte i MOSART blir noe lavere.

Bevegelser i ekteskapeleg status blir simulert med utgangspunkt i kvinnene. Giftmåls- og skilsmisseratene er hentet fra modellen MAKE for året 1984. Ikke gifte kvinner får simulert om de gifter seg avhengig av alder, om hun nylig har fått barn og ekteskapeleg status (ugift/skilt/enke). Blir hun gift, trekker modellen en alder for den nye ektefellen avhengig av kvinnens alder, og finner deretter en tilfeldig ikke gift mann med den denne alderen. Det betyr at giftemålsratene for menn blir uavhengig av ekteskapeleg status (ugift/skilt/enkemann). For gifte kvinner simulerer modellen om skilsmisseinntreffer. Ved skilsmisse eller død for en av ektefellene, blir ekteskapeleg status for ektefellen oppdatert. MOSART kan dermed på en enkel måte fange opp viktige elementer i forhold til pensjonsrettigheter som avhenger av barn og ekteskap (omsorgspoeng, enkepensjon).

Det er også ønskelig å utvide MOSART fra å være en ekteskaps- og barnetallsmodell til å bli en mer generell husholdningsmodell. Dette vil blant annet omfatte samboere, hjemme-

boende barn og eldre på institusjon. Et mer generelt husholdningsbegrep kan være interessant i forhold til andre offentlige utgifter (enslige forsørgere, eldreomsorg). Det pågår allerede et arbeid i Statistisk sentralbyrå med å utvikle en mikrosimuleringsmodell for husholdninger (se Brunborg og Keilman (1992)).

6.4. Skolegang

Modellen simulerer hvilke utdanningsaktiviteter hvert individ følger og hvilken innvirkning dette får på utdanningsnivået, og en nærmere omtale finnes i Andreassen et al (1993). MOSART gir dermed både antallet personer under utdanning og utdanningsnivået for befolkningen. Begge deler har selvstendig interesse, og er i tillegg viktige for yrkesdeltakingen og tilgangen av uføre. Grunnlaget for denne versjonen av utdanningsmodellen er overgangssannsynligheter for utdanning estimert på utdanningsoverganger mellom skoleårene 1986/87 og 1987/88. I denne rapporten har vi benyttet utdanningsoverganger som er justert, slik at modellen omtrent treffer antallet elever og studenter i 1991. Utdanning er beskrevet med både utdanningens lengde og art. Vi har blant annet skilt ut helsefag på alle nivåer, det vil si hjelpepleiere, sykepleiere og leger. Vi har også et prosjekt under arbeid som skal oppdatere og utvide utdanningsmodellen, og dette går spesielt på sammenhengen mellom skolegang, kapasitet i utdanningssystemet og arbeidsledighet.

6.5. Trygdestatus

Simuleringen av trygdestatus omfatter alders-, uføre- og etterlattetrygd fra folketrygden, og representerer en utvidelse av modellen. Gangen gjennom trygdesystemet slik det er modellert i MOSART er illustrert i figur 4.1, og en nærmere omtale av overgangssannsynlighetene finnes i kapittel 4. Alle personer som er 70 år og eldre blir satt til å være alderspensjonister. Alle personer som er 67 år og eldre, som allerede er alders-, uføre- eller etterlattpensjonister, fortsetter å være alderspensjonister. Personer som er 67 til 69 år gamle, og ikke pensjonert, får simulert om de går over på alderspensjon avhengig av kjønn, alder og yrkesdeltaking. Få unnlater å bli alderspensjonister når de er 67 år. Nye enker og enkemenn i alderen 16 til 66 år får simulert om de går over på etterlattetrygd avhengig av kjønn og inntektsnivå. I stor grad vil dette omfatte kvinner uten høy inntekt.

Personer i alderen 16 til 66 år som ikke er uførepensjonister, får simulert om de blir uførepensjonister. Tilgangsratene for uføre avhenger blant annet av kjønn, alder, utdanningsnivå, yrkesdeltaking og ekteskapeleg status. Overgangen til uførepensjon er nærmere omtalt i avsnitt 4.1. Vi har valgt et nivå på tilgangen av uføre som tilsvarer situasjonen i 1989. Personer som blir uføre får simulert uføregrad avhengig av kjønn og alder. De fleste nye uføre får en uføregrad på 100 prosent, og spesielt gjelder dette eldre menn. Personer som allerede er uførepensjonister får simulert om de forlater uføretrygd av andre årsaker enn overgang til alderstrygd, død eller utvandring. Under to prosent av delvis uføre blir "friskmeldt" hvert år, og

²⁰ Samlet fruktbarhetstall, forkortet SFT, er det antall fødsler en kvinne vil oppleve hvis hun gjennomlever hele sin fødedyktige alder med de gjeldende fruktbarhetsratene. SFT brukes som mål på fruktbarhet, og med nåværende dødelighet og andel jentefødsler, vil et SFT på 2,07-2,08 være nok for å reproducere befolkningen. Det vil si at hver jente som fødes i gjennomsnitt også vil føde en jente i løpet av livet.

under fem promille av helt uføre opplever det samme. Personer som fortsetter å være uføre får simulert ny uføreggrad avhengig av kjønn og fjorårets uføreggrad. De fleste beholder samme uføreggrad, men det er likevel en klar bevegelse i retning av høyere uføreggrad.

6.6. Yrkesdeltaking

Utvidelsen av MOSART til en trygdemodell gjør at kravene til simuleringen av yrkesdeltaking endres i forhold til en modell for framskrivinger av arbeidsstyrken. Spesielt har det vært nødvendig å få med arbeidsinntekter for å kunne si noe om opptjeningen av nye pensjonsrettighetene i folketrygden. Helst bør antall personer med arbeidsinntekt være konsistent med framskrevet antall personer i arbeidsstyrken basert på AKU-begreper. Dette er vanskelig å gjennomføre på individnivå, fordi AKU kun gir tall for yrkesdeltaking i en undersøkelsesuke (se avsnitt 5.1). Det er problematisk å oversette dette til årlig arbeidstilbud på individnivå, og vi har heller ikke gjort noe forsøk på dette.

I stedet har vi valgt en trinnvis tilnærming hvor vi først framskriver arbeidsstyrken og utførte årsverk basert på AKU-tall, og deretter oversetter dette til antall inntektstakere og lønnssummer. Deretter justeres de individuelle sannsynlighetene for å ha arbeidsinntekt slik at disse forventningsmessig vil gi det samme antallet inntektstakere som framskrivningen. Disse justerte sannsynlighetene for å ha arbeidsinntekt brukes så for å trekke om hver enkelt person er yrkesaktiv. De som blir simulert til å være yrkesaktive tilordnes en arbeidsinntekt som i gjennomsnitt tilsvarer en eksogent gitt vekst i reallønn per normalårsverk.

Den trinnvise tilnærmingen løser oss fra et annet problem, nemlig det å tolke det langsiktige resultatet av bruttostrømmer estimert over en kort periode. Spesielt vil disse strømmene være lite robuste hvis de er små i utgangspunktet og det i estimeringsperioden har vært et "engangsskift" i beholdningen. Dette gjelder i stor grad bruttostrømmer på arbeidsmarkedet, men i atskillig mindre grad andre kjennetegn i MOSART (enveisstrømmer og mer stabile beholdninger).

Arbeidsstyrken

Først går modellen gjennom alle personer i alderen 16 til 74 år, og beregner hvilken yrkesprosent disse personene har basert på tall fra AKU. Yrkesprosentene gjøres avhengige av bakgrunnskjenntegn som kjønn, alder, utdanning, trygdestatus og barn. Personer som er under utdanning får trukket ut om de vil "oppgi at de er under utdanning i AKU", og dermed ha lave yrkesprosent. Feilsvarene i AKU kan i stor grad knyttes til at elever og studenter med feriejobb utelukkende blir klassifisert som heltidsarbeidende (se avsnitt 5.1). I tillegg beregnes hvilken arbeidstid personene ville hatt hvis de var i arbeid. Nivået på yrkesprosentene og timeverkene er satt slik at de tilsvarer situasjonen i 1991. En nærmere omtale av yrkesprosentene finnes i avsnitt 5.1.

Samtidig som yrkesprosentene beregnes, legger modellen sammen disse individuelle yrkesprosentene og arbeidstidene. Modellen gir dermed et anslag på arbeidsstyrken og antall utførte årsverk. Nivåtallene betraktet gir dette samme resultat som i Andreassen et al (1993), og viser utviklingen i arbeidsstyrken som en følge av endringer i befolkningens størrelse og sammensetning. Sistnevnte kommer inn i det øyeblikk antallet personer i grupper av befolkningen med høy yrkesprosent vokser sterkere enn grupper med lav yrkesprosent.

Konsistens mellom arbeidsstyrke og antall inntektstakere

I neste omgang går modellen gjennom en iterasjonsprosess hvor nivået på de individuelle sannsynlighetene for å ha arbeidsinntekt justeres slik at antall personer i arbeidsstyrken og antall inntektstakere (forventningsmessig) blir konsistent. Det er et vesentlig poeng at de individuelle forskjellene her blir opprettholdt, det er bare nivået som justeres. Modellen bygger på en forutsetning om at en person som i løpet av året har arbeidsinntekt, også har en viss sannsynlighet for å være yrkesaktiv i undersøkelsesuken i AKU²¹. Denne sannsynligheten kan tolkes som andelen av året personen er yrkesaktiv, og kan i stor grad knyttes til andre kjennetegn.

Vi har blant annet antatt at personer som begynner eller slutter å arbeide i løpet av året²², har 50 prosent sannsynlighet for å komme med som yrkesaktiv i AKU. Videre vil elever, studenter og pensjonister ofte bare jobbe deler av året, og vi har beregnet/kalibrert deres sannsynligheter for å være yrkesaktive i AKU gitt at de har arbeidsinntekt. Andre personer antar vi er yrkesaktive i AKU såfremt de har arbeidsinntekter. Modellen kan dermed gå gjennom hele befolkningen og beregne de individuelle sannsynlighetene for å ha arbeidsinntekt. Dette kan summeres opp til forventet antall inntektstakere, noe som kan regnes om til et tilhørende antall personer i arbeidsstyrken.

Avviket mellom arbeidsstyrken beregnet på AKU-tall og antall inntektstakere kan brukes til å justere konstantleddet i de individuelle sannsynlighetene for å ha arbeidsinntekt. Dette gjøres med et første ordens taylorpolynom, og vil normalt ikke gi tilstrekkelig god føyning etter første forsøk. Derfor beregnes de individuelle sannsynlighetene for å ha arbeidsinntekt med dette nye konstantleddet, og en ny justering av konstantleddet kan foretas. Dette gjentas inntil avviket mellom de to måter å beregne arbeidsstyrken på har blitt tilstrekkelig liten. Vi har valgt grensen slik at avviket blir mindre enn 100 personer (oppblåst), og selv da konvergerer prosessen normalt etter to iterasjoner.

Inntektstakere og inntekter

Etter dette kan så antall inntektstakere og deres inntekter simuleres på grunnlag av disse justerte sannsynlighetene. Modellen trekker for alle personer i alderen 16 til 74 år om de har arbeidsinntekt, og hvis ja, hvor stor inntekten er. Både sannsynligheten for å ha inntekt og størrelsen på inntekten avhengig av kjennetegn som kjønn, alder, utdanning, trygdestatus og

21 Vi har sett bort fra den motsatte muligheten, at personer uten arbeidsinntekt skal kunne være i arbeidsstyrken. Dette omfatter noen personer som enten svarer feil eller som er arbeidssøkere uten ledighetstrygd.

22 Det vil si inntektsstatus 2 og 3, jamfør avsnitt 5.2.

barn. Avsnittene 5.2-5.3 gir en nærmere beskrivelse av disse overgangssannsynlighetene. Inntektsnivået genereres av en relasjon som inneholder et stokastisk restledd. I en del sammenhenger ønsker vi å holde dette restleddet konstant over tid, blant annet fordi vi tror de fleste individer har en høy grad av stabilitet i sine inntekter. For å få en fornuftig overgang fra de historiske tallene til de simulerte, er det nødvendig å beregne dette restleddet for hvert individ i utgangspopulasjonen. Vi gjør dette enkelt ved å beregne hvilken inntekt personer som var yrkesaktive i 1988 ville hatt på bakgrunn av den samme inntektsrelasjonen. Dette sammenholdes med den inntekten de faktisk hadde, og vi kan dermed beregne et empirisk restledd.

Inntektsnivået i modellen fastsettes eksogent som en nærmere angitt vekst i lønn per normalårsverk, og dette krever ytterligere en justering. Dette gjøres ved å summere sammen alle de individuelle arbeidsinntektene når inntekten blir simulert. Videre beregnes en forventet lønnssum på grunnlag av de utførte årsverkene som ble framskrevet ovenfor og den normalårslønnen som er lagt til grunn. Dette brukes til å justere alle de simulerte arbeidsinntektene proporsjonalt slik at beregnet lønnssum og simulerte arbeidsinntekter blir identisk like. Det betyr at den relative inntektsfordelingen i modellen i et enkelt år er uavhengig av den inntektsvekst som legges til grunn. Det kan diskuteres om dette er realistisk, men det gir modellen en del gunstige egenskaper. Spesielt kan man legge inn en annen reallønnsvekst, ved å gange opp alle kronebeløp i hvert år med en angitt vekst dette året. Dette krever i tillegg til frikoblingen inntektsvekst og -fordeling, at grunnbeløpet blir justert i forhold til reallønnsveksten.

I denne rapporten har vi i beregningene antatt at reallønnene holder seg konstante fra 1992 og framover. Dette gjør at framtidige pensjoner lettere kan sammenlignes med dagens inntektsnivå. Samtidig vil de konklusjoner som trekkes omkring forholdet mellom pensjonsutgifter og lønnssummer, for eksempel i form av pensjonsavgifter, være upåvirket av denne forutsetningen. Man kan derfor drøfte pensjonsavgifter som om det lå en annen lønnsvekst til grunn med utgangspunkt i de samme framskrivningene.

6.7. Usikkerhet i modellen

Resultatene fra MOSART vil være beheftet med usikkerhet både når det gjelder nivå-tallene ("prognosemodell") og forskjeller mellom to ulike simuleringer (virkningsberegninger, følsomhetsanalyser). Det er viktig å ta hensyn til denne usikkerheten, slik at man unngår å kommentere tilfeldige utslag som noe annet det de er. Usikkerheten knyttet til beregningene blir generert av ulike årsaker:

- (i) Feil i forutsetningene om utviklingen i overgangssannsynlighetene.
- (ii) Feilspesifikasjon av modellen.
- (iii) Estimeringsusikkerhet på parametre i modellen.
- (iv) Usikkerhet knyttet til trekningene i modellen.

Et eksempel på feil forutsetninger (type i) kan være at vi forutsetter at utdanningsovergangene forblir konstante, mens de faktisk har beveget seg i retning av høyere studietilbøyelighet. Endringer i overgangssannsynlighetene er trolig den største

kilden til usikkerhet på nivå-tallene fra MOSART, noe som går utover egenskapene som "prognose"-modell. Derimot har denne typen usikkerhet normalt liten innvirkning på resultater fra virkningsberegninger og følsomhetsanalyser. Usikkerheten knyttet til utviklingen i de eksogene størrelsene blir nærmere belyst i kapittel 7, ved å endre forutsetningene om overgangssannsynlighetene i framskrivningene.

Ett eksempel på feilspesifikasjon (type ii) kan være at vi forutsetter at utdanningsovergangene er uavhengig av barn/fødsler. Denne typen feil vil spesielt kunne gjøre virkningsberegninger lite meningsfylte, og denne typen feil kan bare unngås ved å ha god kjennskap til modellen og de prosessene man ønsker å se på. Et eksempel på estimeringsusikkerhet (type iii) kan være at utdanningsovergangene er estimert på overgangene i ett år, og at tilfeldigheter kan gjøre at estimatene blir usikre. Det er overkommelig å anslå usikkerheten knyttet til én parameter, men det er vanskelig å angi den simultane estimeringsusikkerheten på alle parametrene i modellen. Denne typen usikkerhet vil i første rekke ramme nivå-tallene, men vil med det solide empiriske fundamentet for MOSART trolig være uvesentlig i forhold til usikkerheten på utviklingen i overgangssannsynlighetene (type i). Vi har derfor ikke forsøkt å beregne estimeringsusikkerheten.

Feilkilder knyttet til utviklingen i eksogene størrelser, modellspesifikasjon og estimeringsusikkerhet (type i-iii) vil være relevant i forhold til alle modeller som skal gi framskrivninger eller "prognoser". Feilkilder knyttet til trekninger i simuleringen (type iv) vil imidlertid være spesifikt for mikrosimuleringsmodeller, og vil spesielt kunne gjøre virkningsberegninger mer usikre. Avsnitt 6.7 prøver å belyse denne usikkerheten nærmere ved å sammenligne følgende beregninger:

Referansebanen (se avsnitt 7.1).

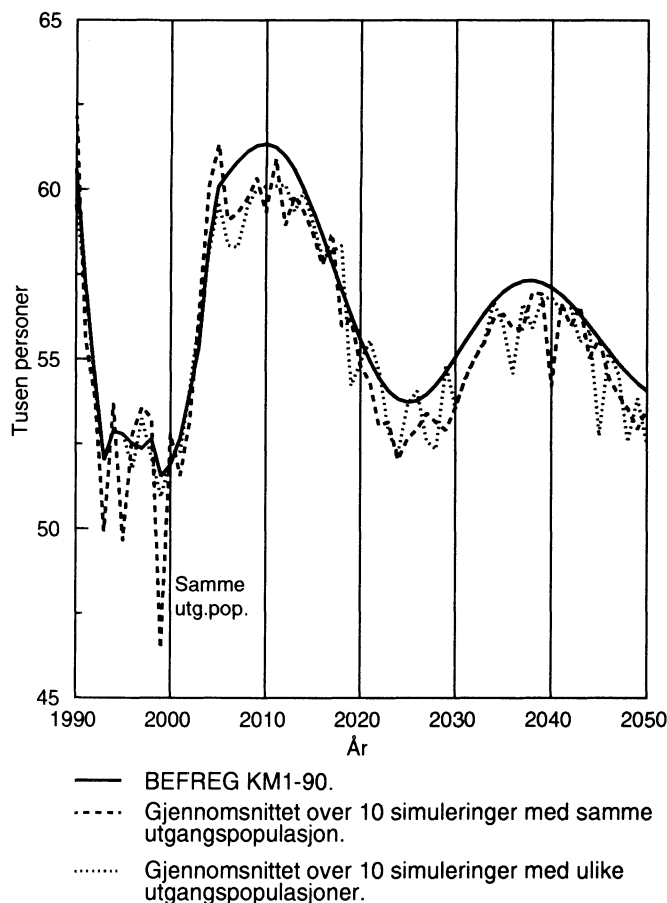
9 simuleringer på hver av (ellers like forutsetninger):

- Ulike utgangspopulasjoner og endogen rekruttering
- Samme utgangspopulasjon og endogen rekruttering
- Samme utgangspopulasjon og eksogen rekruttering

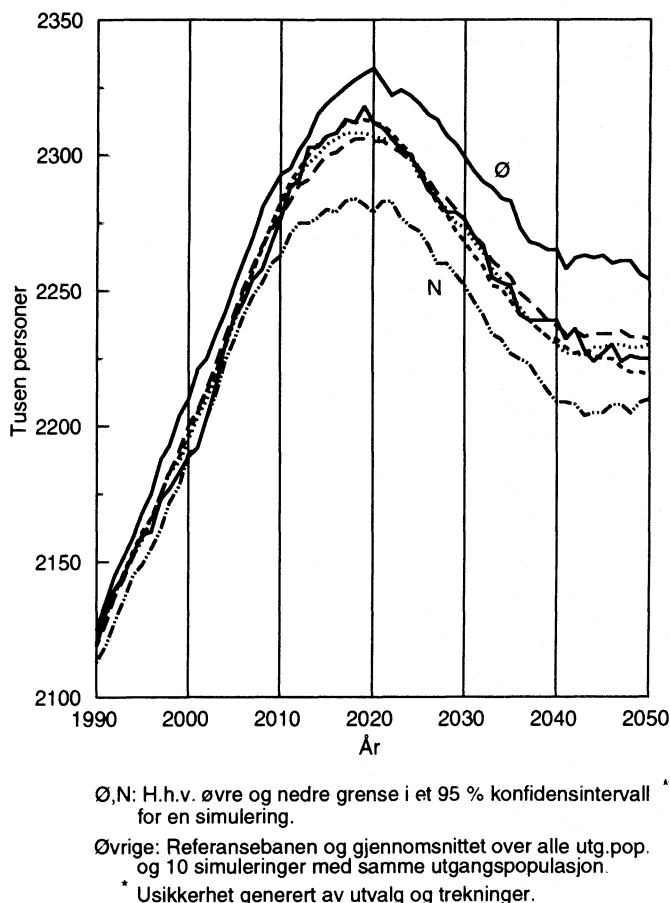
Endogen rekruttering vil si at antallet nye 16-åringer blir bestemt av antallet fødsler i modellen, mens eksogen rekruttering betyr at antallet nye 16-åringer blir lagt inn som en eksogen tidsserie. Ved eksogen rekruttering er antallet 16-åringer her bestemt av det antallet som framkom av simuleringen i referansebanen. Disse 28 simuleringene gir grunnlag for å belyse ulike typer trekninggenerert usikkerhet, deriblant samlet usikkerhet på nivå-tallene, usikkerhet knyttet til trekningen av utvalget i modellen og usikkerhet knyttet til rekrutteringsmetode. Vi har beregnet gjennomsnittstall og empiriske standardavvik, og spesielt sett på antall nye 16-åringer, antall uføre og antall personer i arbeidsstyrken.

Vi har spesielt prøvd å undersøke forekomsten av autokorrelasjon og ustabile prosesser. Positiv autokorrelasjon kan være et problem i den forstand at modellen da vil generere glatte tidsserier, selv om den underliggende variansen er stor. Disse glatte tidsseriene kan gjøre at man feilaktig tror at resultatene er mer sikre enn de faktisk er. Et typisk eksempel på sterk

Figur 6.7.1 Nye 16-åring. Variansberegninger



Figur 6.7.2 Arbeidsstyrken. Variansberegninger



positiv autokorrelasjon kan være antall uføre, hvor de fleste uføre i et år også var uføre året før.

Ustabile prosesser oppstår når sannsynligheten for en begivenhet er positivt korrelert med antall ganger begivenheten har inntruffet tidligere i simuleringen. I ekstreme tilfeller kan det føre til at modellen divergerer eller "skjærer ut", hvis det er slik at mange begivenheter av en type, gjør at sannsynligheten for at denne begivenheten skal inntreffe igjen stadig øker. Med en god modellspesifikasjon og gode anslag på overgangssannsynlighetene burde ikke dette være et stort problem.

En annen mulighet for ustabile prosesser er når usikkerheten akkumuleres for hvert år som går. Når MOSART benyttes med endogen rekruttering kan dette være et problem, og skyldes at fødslene i en generasjon er stokastisk uavhengig av om det ble unormalt mange eller få fødsler i forrige generasjon. Antallet personer i modellen blir dermed en random-walk, og den relative usikkerheten på resultatene vil øke jo lengre fram i tid man går. Med en framskrivingsperiode på 60 år og et utvalg på en prosent av befolkningen vil dette trolig være et begrenset problem.

Usikkerhet på antall nye 16-åring

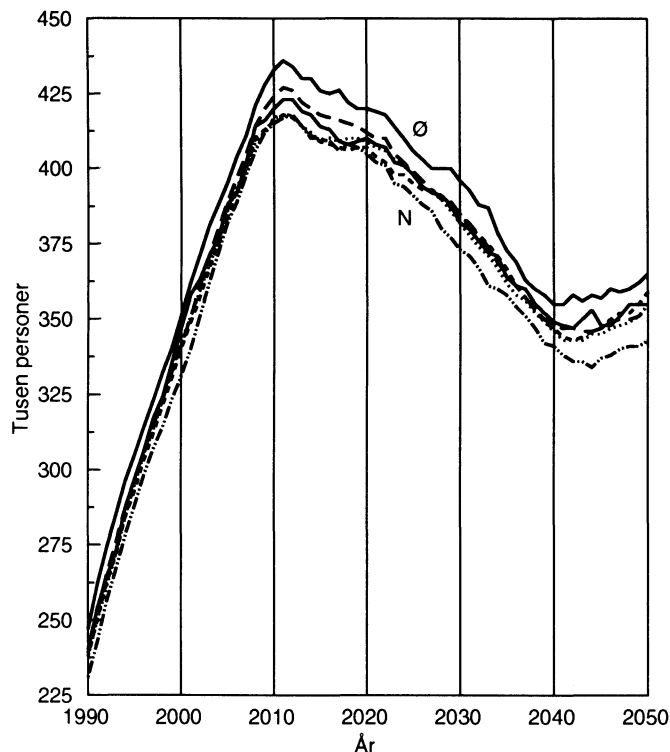
Figur 6.7.1 viser antallet nye 16-åring i KM1-90 i modellen BEFREG og gjennomsnittet over 10 simuleringer med samme utgangspopulasjon og 10 simuleringer med ulike utgangs-

populasjoner. Legg spesielt merke til at gjennomsnittet over samme utgangspopulasjon varierer mye sterkere de første årene. Dette skyldes at antallet nye 16-åring de første 15 årene er bestemt av antallet barn i utgangspopulasjonen (innvandring bidrar litt), og flere simuleringer gir derfor ikke bedre informasjon. Samtidig blir den empiriske variansen med simuleringer over samme utgangspopulasjon lav de første årene for tall som er sterkt avhengig av utgangspopulasjonen (typisk er antall nye 16-åring). Etter hvert som tiden går vil forskjellen mellom ulike utgangspopulasjoner forsvinne. Dette betyr ikke at utgangspopulasjonen er uten betydning, men at de ulike utgangspopulasjonene er trukket fra den samme befolkningen og stratifisert etter de samme kjennetegnene. Derimot betyr det at usikkerheten knyttet til trekningen av utvalget i modellen betyr lite.

Usikkerhet på antall personer i arbeidsstyrken

Figur 6.7.2 viser utviklingen i arbeidsstyrken og et 95-prosent konfidensintervall for en enkelt simulering. Dette konfidensintervallet er beregnet ved hjelp av gjennomsnittet og det empirisk standardavviket for 10 simuleringer over ulike utgangspopulasjoner. Figuren illustrerer at bildet av utviklingen i arbeidsstyrken er rimelig robust ovenfor den modellgenererte usikkerheten. Standardavviket på antall personer i arbeidsstyrken øker jevnt fra 3 000 personer i 1990 til om lag 15 000 personer i år 2050. Arbeidsstyrken blir beregnet som andeler av ulike befolkningsgrupper (ikke simulert), og usikkerheten er

Figur 6.7.3 Antall uførepensjonister. Variansberegninger



Ø,N: H.h.v. øvre og nedre grense i et 95 % konfidensintervall** for en simulering.

Øvrige: Referansebanen og gjennomsnittet over alle utg.pop. og 10 simuleringer med samme utgangspopulasjon.

* Usikkerhet generert av utvalg og trekninger.

derfor knyttet til antallet personer i ulike befolkningsgrupper. Derfor er usikkerheten lav i starten (generert av antall studenter), og økningen kan i stor grad tilskrives økende usikkerhet på befolkningstallene. Til sammenligning vil standardavviket på arbeidsstyrken med eksogen rekruttering raskt stabilisere seg på 4-6 000 personer. Dette må kun tolkes som at usikkerheten ved sammenligningen av to simuleringer blir mindre, og at den reduserte usikkerheten i liten grad forbedrer "prognoseegenskapene". Det liten grunn til å tro at den gjensidige avhengigheten mellom trygdestatus og yrkesdeltaking har gitt en ustabil prosess²³. Referansebanen følger i stor grad gjennomsnittstallene, og dette skyldes tilfeldigheter.

Usikkerhet på antall uførepensjonister

Figur 6.7.3 er konstruert på samme måte som figur 7.2.2 ovenfor, men viser i stedet utviklingen i antallet uførepensjonister. Også her er bildet av utviklingen rimelig robust mot den modellgenererte usikkerheten, men variansen viser ingen tegn til økning over tid²⁴. Bruker man derimot samme utgangspopulasjon vil den empiriske variansen være noe lavere det første ti-året av simuleringen. Den konstante variansen over tid kan skyldes at trekkemekanismene genererer stor usikkerhet, og at usikkerheten knyttet til befolkningstallene i løpet av disse

årene ikke rekker å slå gjennom i de aldersgruppene hvor uførhet har noe vesentlig omfang.

Beregning av standardavvik

En øvre grense for standardavviket på antall personer i en gruppe kan med en simuleringshorisont på 40-60 år²⁵ beregnes ved hjelp av poisson-fordelingen. Denne fordelingen beskriver en prosess hvor hvert individ i en stor populasjon har en liten sannsynlighet for å anta et bestemt kjennetegn. I tillegg kreves det at denne sannsynligheten er uavhengig av de andre personenes sannsynlighet for å anta dette samme kjennetegnet. Parameteren i poisson-fordelingen er forventet antall personer med dette kjennetegnet, og denne parameteren angir også variansen på antallet personer med dette kjennetegnet. Mange prosesser i MOSART vil oppfylle disse kriteriene, for eksempel antall uførepensjonister og antall elever og studenter. Med et utvalg på én prosent av befolkningen kan standardavviket S_i på et framskrevet tall N_i beregnes ved følgende formel:

$$S_i = 10 \cdot \sqrt{N_i}$$

I forhold til antall uføre og antall nye 16-åringer ser det ut som om formelen ovenfor gir et brukbart anslag. I forhold til arbeidsstyrken gir den derimot for høye anslag på kort sikt, og det skyldes som nevnt, at arbeidsstyrken er beregnet og ikke trukket. Et 95-prosent konfidensintervall kan beregnes ved å bruke pluss/minus to ganger standardavviket, så sant N_i ikke er for liten (under 1000 personer i denne sammenheng). Standardavviket på forskjellen mellom to simuleringer kan beregnes ved å bruke tre ganger standardavviket hvis simuleringene er uavhengige. Betrakter man andeler i en gruppe som antar et bestemt kjennetegn kan man benytte en binomisk fordeling, som relativt sett gir noe lavere anslag på standardavviket. Med et utvalg på en prosent av befolkningen kan følgende formel benyttes:

$$S_{ip} = 10 \cdot \sqrt{p_i \cdot \sqrt{(1-p_i)} / \sqrt{N_i}}$$

hvor p_i angir observert andel med kjennetegn "i", S_{ip} angir standardavviket på andelen og N_i angir antall personer i gruppen (oppblåst). Noe anslag for usikkerheten på beløpstall (kroner) har vi ikke her. Sammenligner man to beregninger, vil denne typen usikkerhet ofte være liten da de slike sammenligninger gjerne tar utgangspunkt i samme modellpopulasjon.

Variansreducerende tiltak

Det finnes mange måter å redusere den modellgenererte usikkerheten på, og vi går her inn på noen metoder utenom det å øke størrelsen på utgangspopulasjonen eller gjenta simuleringene. Blant annet finnes det "smarte" måter å ordne treknningene på slik at variansen faller dramatisk. Eksempelvis kan man tilordne hvert individ en serie faste tilfeldige tall, slik at to simuleringer gir samme resultat hvis også overgangssannsynlighetene er de samme. Resultatet vil kun endres når

23 Lave yrkesprosenter \Rightarrow høyere risiko for uførhet \Rightarrow enda lavere yrkesprosenter \Rightarrow ...

24 At figuren kan gi det inntrykket skyldes et optisk bedrag hvor den vertikale avstanden mellom to kurver virker mindre hvis begge kurver stiger bratt.

25 Med lengre tidshorisont og endogen rekruttering vil forutsetningene i fordelingen ikke være oppfylt. Spesielt vil sannsynligheten for at en person "oppstår" være positivt korrelert med sannsynligheten for at mor og far også "oppstår".

en beregnet overgangssannsynlighet skifter verdi forbi et gitt tilfeldig tall, i motsetning til at nye tilfeldige tall kan skifte verdi forbi en sannsynlighet. Andre eksempler er å beregne hvor mange personer som antar en gitt kjennetegns-kombinasjon, og så la modellen trekke ut eksakt dette antallet (forhåndsstratifisering). Dette er forenlig med kravet om tilfeldighet i trekningene, og kan redusere variansen betydelig. Imidlertid koster det mye å administrere slike "smarte" trekkerutiner i en dynamisk simuleringsmodell, og nettogevinsten vil i mange tilfeller være negativ sammenlignet med det å utvide utgangspopulasjonen.

Vi har likevel benyttet disse metodene noen steder i modellen. Blant annet er utgangspopulasjonen uveid forhåndsstratifisert etter kjønn, alder og ekteskapelig status, og dette reduserer variansen betydelig i de første ti-årene av simuleringen. Arbeidsstyrken blir ikke trukket, men beregnet som summen av individuelle yrkesprosenter. Dette er helt analogt med en "smart" trekning, og reduserer også variansen betydelig i de første ti-årene av simuleringen. Ved virkningsberegninger på pensjonsytelser kan man benytte ellers samme modellpopulasjon, og dette gir minimal usikkerhet på denne typen virkningsberegninger. Dette framgår tydelig av figur 7.5.3 og for eksempel 7.3.5. Førstnevnte er basert på samme modellpopulasjon, mens sistnevnte er basert på ulike modellpopulasjoner/simuleringer. Bruk av eksogen rekruttering vil også redusere usikkerheten i modellen ved virkningsberegninger på lang sikt. Vi vil trolig jobbe videre med metoder som kan redusere den usikkerheten som følger av trekkemekanismene i mikrosimulering.

7. Simuleringsresultater

Kapittel 7 gir en rekke eksempler på bruk av MOSART. Først presenterer vi en referansebane i avsnitt 7.1 hvor de viktigste overgangsratene har verdier tilsvarende situasjonen i 1991 (skolegang, trygd og arbeidsmarked) eller nivået ved slutten av 80-årene (fruktbarhet, innvandring). MOSART gir med disse forutsetningene ikke noe vesentlig nytt bilde av folketrygdens framtid, for eksempel sammenlignet med Andreassen et al (1988). De viktigste faktorene bak framskrivinger av folketrygden er enten politikkstyrt, for eksempel regulering av grunnbeløpet, eller knyttet til langsiktige demografiske prosesser som er usikre, men hvor denne modellen ikke gir noe vesentlige endringer i bildet.

Styrken til MOSART ligger i at modellpopulasjonen på individnivå knytter sammen viktige størrelser for folketrygdens utvikling. Modellen er utformet slik at det vil være stor grad av konsistens mellom disse størrelsene for hvert enkelt *individ*. Spesielt gjelder dette forholdet mellom opptjeningen av pensjonsrettigheter på den ene siden, og utviklingen i grunnbeløpet, inntektsnivået, arbeidsstyrken, fødsler og tilgangen av uføre på den annen. Dette utgjør et *personregnskap* som forhindrer at man bruker ulike forutsetninger for ulike deler av framskrivningen, for eksempel arbeidsstyrke og pensjonsrettigheter. MOSART kan dermed på en enkel måte utføre virkningsberegninger og følsomhetsanalyser av å endre disse forutsetningene. De videre avsnittene i kapittel 7 belyser disse forholdene.

Fruktbarheten, inn- og utvandring og dødeligheten har endret seg mye gjennom det 20. århundre, og avsnitt 7.2 viser virkningen av andre forutsetninger omkring befolkningstilveksten. Vi har trolig valgt et "pessimistisk" bilde av situasjonen på arbeidsmarkedet ved å velge høye tilgangsrunder for uføre fra 1989 og lave yrkesprosjenter fra 1991. Avsnitt 7.3 viser effekten av et mer optimistisk bilde av situasjonen på arbeidsmarkedet. Kvinners yrkesdeltaking har økt betydelig de siste 20-30 årene, og avsnitt 7.4 viser mulige effekter av ytterligere likestilling på arbeidsmarkedet. Regelverket for ytelse til alders- og uførepensjonister kan endres, og avsnitt 7.5 viser utviklingen i folketrygden ved ulike måter å regulere grunnbeløpet.

7.1. Referansebanen

Forutsetningene i referansebanen er omtalt i modellbeskrivelsen i kapittel 6, og tabell 7.1.1 oppsummerer disse forutset-

ningene. Nedenfor følger en gjennomgang av ulike sider ved framskrivningen.

Basisåret

Antallet alders- og uførepensjonister er i modellen til sammen 11 000 for lavt i startåret 1989 sammenlignet med statistikk for samme år (Rikstrygdeverket (1991)). Avviket utgjør mindre enn to prosent, og en god del av dette kan forklares med at 8 000 pensjonister bosatt i utlandet. De totale utgiftene til alderspensjonene stemmer rimelig bra, hvis man trekker inn at ventetillegg og kompensasjonstillegg er utelatt i MOSART. De totale utgiftene til uførepensjon er for lave, og noe som i hovedsak kan forklares med at vi har gitt 1992-reformen tilbakevirkende kraft (opptjeningstaket). Dette har forenklet beregningene betraktelig, men gjør at disse utgiftene blir noe undervurdert i årene fram til 1992-1995. Vi har heller ikke tatt hensyn til at pensjonister som dør i løpet av året vil motta pensjon i deler av året.

Tabell 7.1.1 Referansebanen

Demografi

- Inn- og utvandring: Netto innvandring på 5 000 personer per år (KM1-90)
- Dødelighet: Levealder øker med 1-2 år (KM1-90)
- Nye 16-åringer: Endogen rekruttering
- Fødsler: Paritetsavhengige rater fra 1989, SFT=1,87
- Ekteskkelig status: Overgangsrater fra 1984 fra modellen MAKE

Utdanning

- Skolegang: Ad hoc økte utdanningsrunder til 1991-nivå

Trygdestatus

- Tilgang av uføre: 1989-nivå (høyt)

Arbeidstilbud

- Yrkesprosjenter: Nye estimater med 1991 som basisår
- Inntektsvekst: Null vekst - betyr lite/ingenting
- Fordeling av inntekt/arbeid: Fast restledd

Beregningsregler for pensjon

- Sats: Grunnbeløpet følger inntektene, særtillegget fastfrys

Befolkningen

Figur 7.1.2 viser utviklingen i befolkningen i ulike aldersgrupper. Samlet vil befolkningen ifølge framskrivningen fortsette å øke fram mot år 2030, og når her en topp med snaut 4 700 000 personer. Etter dette vil befolkningen gå noe ned igjen, men likevel holde seg klart over dagens nivå ut hele framskrivningsperioden. Etter hvert som de første etterkrigskullene eldes, vil befolkningstilveksten i første rekke komme i de eldre aldersgruppene. I avsnitt 7.2 kommer vi tilbake til hvor følsom befolkningsutviklingen er ovenfor endringer i dødelighet, innvandring og fruktbarhet.

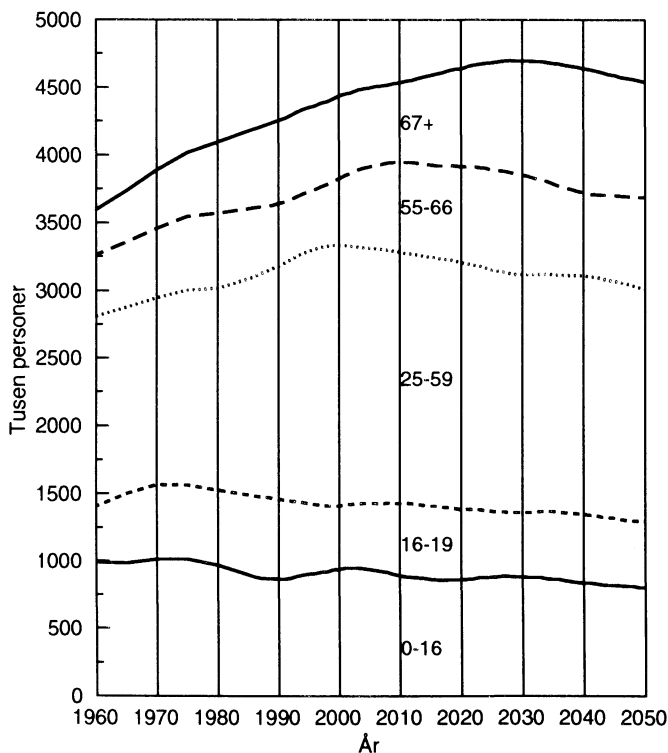
Bestanden av pensjonister

Med tilgangsrater for uføre fra 1989 vil andelen som er uføre i følge framskrivningen gå markert opp de første 10 årene (se figur 7.1.3). Dette skyldes at med den høye tilgangen av uføre på slutten av 1980-tallet, har vi ennå ikke nådd en likevekt i andelen uføre. Dette bidrar til å øke antallet uføre betydelig fram mot årtusen-skiftet. Etter 1989 har tilgangen av uføre faktisk gått noe ned, noe vi ikke har tatt hensyn til her. I avsnitt 7.3 ser vi imidlertid nærmere på effekten av lavere tilgangsrater for uføre. Utviklingen i antallet alders- og uførepensjonister vil også være nært knyttet til antallet personer over 55-66 år. I det nærmeste tiåret vil dette tallet endres lite, fordi de små kullene fra mellomkrigstiden vil komme opp i disse aldersgruppene.

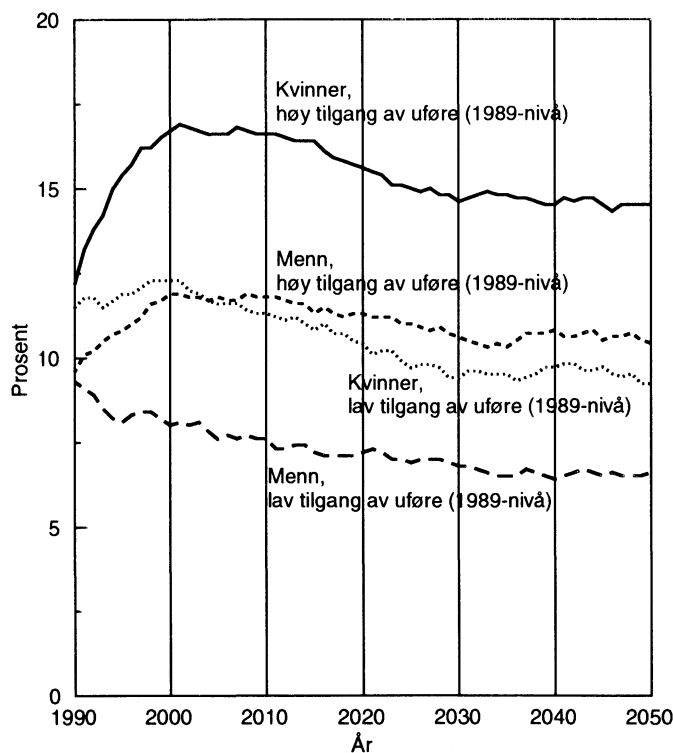
Etter år 2000 øker antallet eldre fordi de store etterkrigskullene da vil nærme seg pensjonsalder. I første omgang bidrar dette til en fortsatt økning i antallet uførepensjonister til tross for stabiliseringen i andelen som er uføre. Etter hvert som de første etterkrigskullene når pensjonsalder, rundt år 2010, vil antallet uførepensjonister nå en topp med rundt 425 000 personer. Etter dette vil antallet uføre gå noe ned, fordi utdanningsnivået blant eldre kvinner fortsetter å øke (høy utdanning = lav risiko for uførhet). Nivået vil likevel holde seg over 350 000 uførepensjonister. Etter år 2010 kommer derimot en økning i antallet alderspensjonister, og dette fortsetter helt fram til år 2040. Nivået er da i overkant av 900 000 alderspensjonister. Denne utviklingen bygger imidlertid på en stabilisering i dødeligheten, og i avsnitt 7.2 ser vi nærmere på effekten av en fortsatt økning i levealderen.

Utviklingen i samlet antall alders-, uføre- og etterlattepensjonister vil endres lite fram mot år 2010, selv med fortsatt høy tilgang av uføre. Det er etter år 2010 at økningen i antallet pensjonister virkelig setter inn, og dette skjer i stor grad uavhengig av omfanget av uføretrygd. I en rekke andre i-land vil "eldrebølgen" komme tidligere enn i Norge, og grunnen ligger i at fødselskullene i mellomkrigstiden var usedvanlig lave i Norge.

Figur 7.1.2 Befolkningen etter alder



Figur 7.1.3 Andel uførepensjonister



Andelen er alderskorrigert ved å anta jevn aldersfordeling 16-66 år.

Arbeidsstyrken

Arbeidsstyrken vil i følge modellen fram til år 2020 øke markert fordi antallet personer i de mest yrkesaktive aldersgruppene fortsatt øker og fordi et økende utdanningsnivå vil gi høyere yrkesdeltaking (blant kvinner over 50 år). Etter dette vil arbeidsstyrken gå noe ned etter hvert som de små kullene fra 1970- og 1980-tallet kommer inn i de mest yrkesaktive aldersgruppene. Den demografiske utvikling bidrar lite til endringer i arbeidsstyrken sett i forhold til de store endringene i yrkesdeltakingen de siste tyve årene (se figur 7.1.5).

Pensjonsytelser

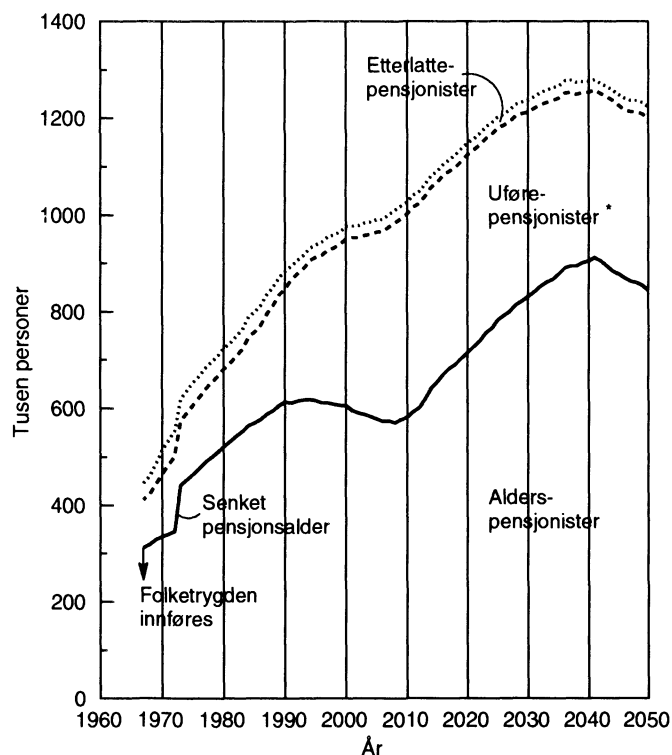
I referansebanen vil gjennomsnittlig alderspensjon fortsette å øke langt inn i neste århundre, gitt at grunnbeløpet følger lønnsutviklingen. Årsaken til dette ligger først og fremst i at det vil ta lang tid å trappe opp tilleggspensjonene i folketrygden. Spesielt er det nødvendig med 40 poengår for å få full tilleggspensjon, og det er først i år 2007 at dette vil være oppfylt for nye pensjonister. Tilleggspensjonene fortsetter imidlertid å øke, og noe kan tilskrives at vi må lengre fram i tid før også de eldste pensjonistene har full opptjeningstid. I tillegg kommer at nye pensjonister etter år 2007 vil ha flere poengår å velge mellom, og dette gir seg utslag spesielt i sluttpoengtallet. Videre har grunnbeløpet sakket akterut i forhold til lønnsnivået opp til dags dato, og dette bidrar til at pensjenspoeng som allerede er opptjent gjennomgående er lavere enn de som vil

bli opptjent i framtida (med mindre grunnbeløpet skulle begynne å vokse sterkere enn lønnsnivået).

Rundt år 2020 vil gjennomsnittlig alderspensjon nå en topp for menns vedkommende, og deretter gå noe ned. Dette skyldes i hovedsak 1992-reformen, som medførte lavere opp-tjeningstak og lavere tilleggspersent (se kapittel 2). I MOSART vil forskjellen i lønn mellom kvinner og menn avta fordi utdanningsnivået øker mer blant kvinner. Når normal-årslønnen er antatt å være konstant, må dette rimeligvis gi en reallønnsnedgang for menn. Gjennomsnittlig arbeidsinntekt for menn synker med om lag 7 prosent fra 1990 til år 2050, og dette bidrar også til at gjennomsnittlig pensjon for menn går ned etter år 2020. For kvinner øker gjennomsnittlig arbeidsinntekt med om lag 20 prosent fra 1990 til år 2050, men kvinner vil fortsatt tjene betydelig mindre enn menn. I 2050 utgjør gjennomsnittlig arbeidsinntekt for kvinner snaut 70 prosent av gjennomsnittlig arbeidsinntekt for menn.

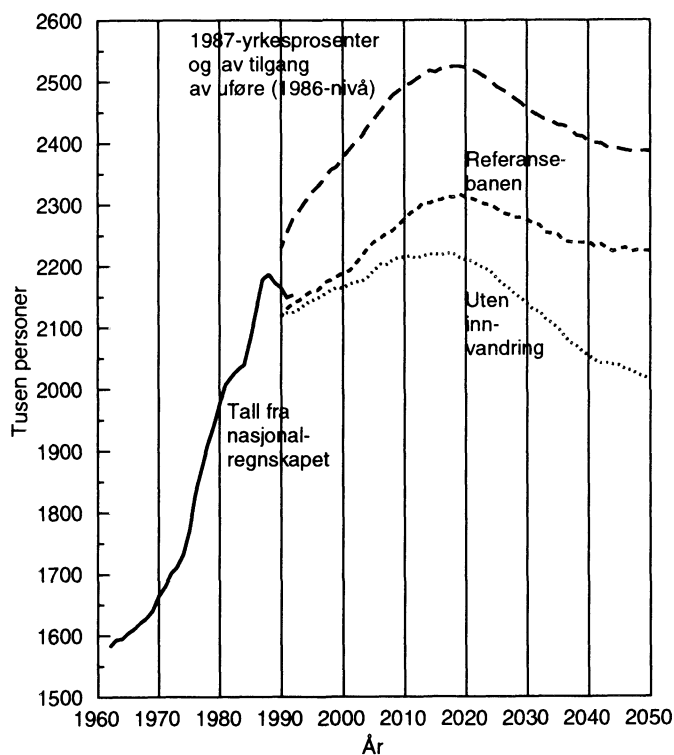
For kvinner fortsetter gjennomsnittlig alderspensjon å øke helt fram mot år 2050. I tillegg til virkningen fra lønnsutjamingen, skyldes dette at dagens unge kvinner vil få atskillig lengre yrkeskarrierer enn sine mødre. Innføringen av omsorgspoeng fra og med 1992 betyr også en del, men vil først begynne å gjøre seg gjeldende langt ut i neste århundre. I de nærmeste ti-årene vil tilleggspensjonene basert på avdøde ektefelles

Figur 7.1.4 Antall pensjonister

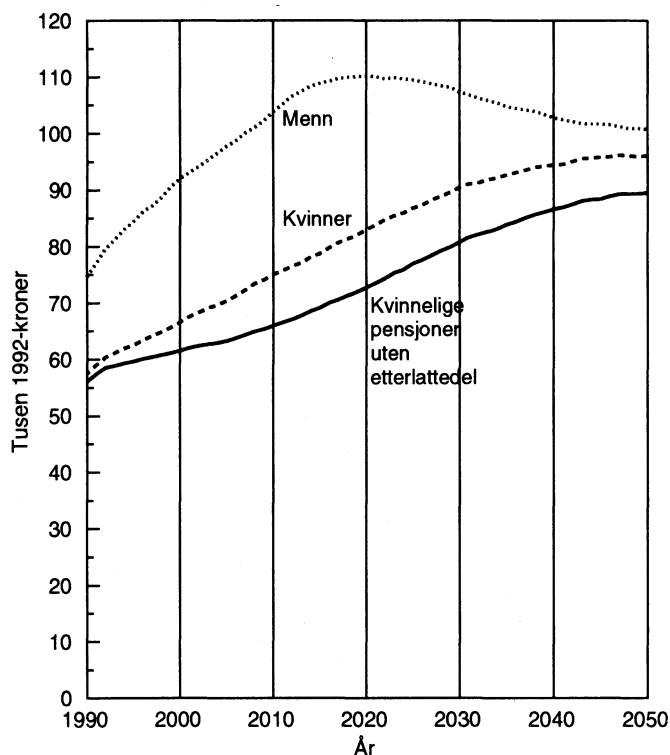


*) Fortsatt høy tilgang av uføre (1989-nivå).

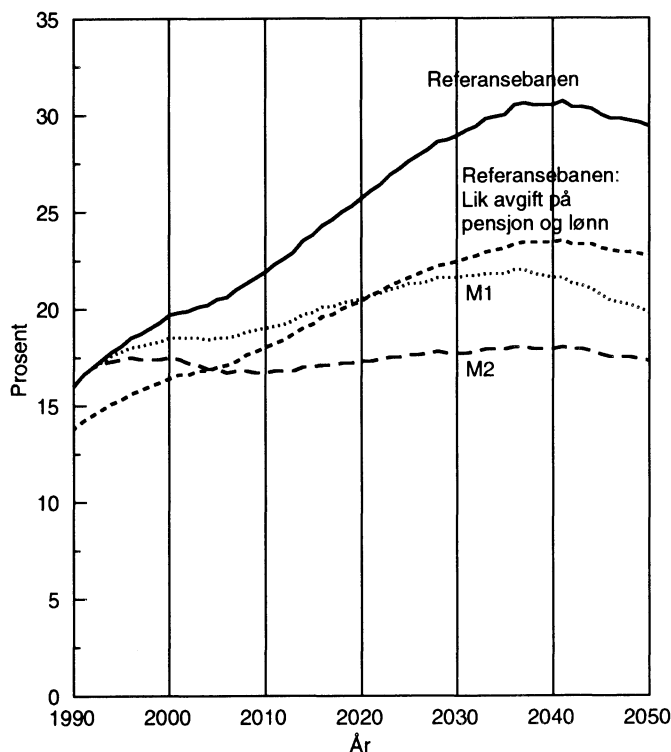
Figur 7.1.5 Arbeidsstyrken



Figur 7.1.6 Gjennomsnittlige alderspensjoner.
Grunnbeløpet og lønnsnivået holdes fast



Figur 7.1.7 Pensjonsavgifter



Pensjonsavgift = Sum trygd/Sum lønn.

M1, M2: Pensjonsavgift når grunnbeløpet vokser h.h.v. 1 og 2 prosent saktere enn lønnsnivået.

rettigheter øke betydelig. Årsaken til dette ligger i at tilleggspensjonene må opp på et visst nivå før denne regelen gir noe utslag (enker får 55 prosent av egen og avdødes tilleggspensjon). At kvinner etter hvert får egne tilleggspensjoner betyr lite, fordi kvinners tilleggspensjon er lavere enn menns²⁶. Faktisk bidrar "enkepensionen" til at forskjellen mellom kvinners og menns alderspensjoner nesten utjamnes på lang sikt.

I framskrivningene øker gjennomsnittlig uførepensjon med om lag 15-20 prosent i forhold til dagens nivå. Vi er noe usikre på hvor mye som kan tilskrives reelle forhold, og hvor mye som må tilskrives at modellen i for liten grad får tatt hensyn til at dek kan være en sammenheng mellom inntektsnivå og risikoen for å bli uførepensjonist. Videre kan referansebanen kritiseres for manglende realisme i at grunnbeløpet i framskrivningsperioden skal økes relativt like mye som lønnene, mens grunnbeløpet hittil i stor grad bare har økt like mye som pristigningen. Imidlertid vil en slik vedvarende underregulering av grunnbeløpet føre til at tilleggspensjonene blir avvirket i løpet av framskrivningsperioden. Det blir dermed av begrenset interesse å se utviklingen i folketrygden med gjeldende regelverk. Disse problemstillingene kommer vi tilbake til i avsnitt 7.5, hvor vi ser på ulike måter å regulere grunnbeløpet. I figur 7.1.7 er det antydnet hvor sterkt dette kan slå ut.

Pensjonsavgifter

MOSART gir grunnlag for å beregne forholdet mellom løpende utgifter til alders-, uføre- og etterlattepensjon, og det skattegrunnlaget som skal finansiere disse utgiftene, i første rekke arbeidsinntekter. I et utligningssystem, også kalt "pay-as-you-go", vil utgiftene i hvert enkelt år gå i balanse med trygdeavgiftene samme år. Vi har beregnet en hypotetisk pensjonsavgift for hvert enkelt år innenfor et utligningssystem, ved å dividere totale utgifter til alders-, uføre- og etterlattepensjon med totale lønnsinntekter. Skal dette være en relevant tilnærming, forutsetter dette at skatten er proporsjonal med bruttoinntekten og at lønnsinntekter blir skattlagt vesentlig hardere enn pensjonsinntekter. Tatt i betraktning arbeidsgiveravgiften og utformingen av skattesystemet, er dette trolig en rimelig første tilnærming.

$$\text{Pensjonsavgift år } T = (\text{Sum pensjoner år } T) / (\text{Sum lønn år } T)$$

Figur 7.1.7 viser utviklingen i den beregnede pensjonsavgiften, og fram mot år 2010 vil økningen være moderat. Dette kan knyttes til ingen eller liten økning i antall pensjonister som følge av de små kullene i mellomkrigstiden. En økning i arbeidsstyrken bidrar også til å dempe veksten i pensjonsavgiften. Dette blir motvirket av en økning i tilleggspensjonene og en økning i antallet uføre forårsaket av høy tilgang av uføre.

²⁶ Legg merke til at "enkepensionen" er regnet som økningen i enkers alderspensjon som følge av at de kan velge mellom egen tilleggspensjon og 55 prosent av egen og avdøde ektefelles tilleggspensjon.

Etter år 2010 begynner derimot pensjonsavgiften å øke drastisk, noe som skyldes at antallet eldre begynner å øke og at tilleggspensjonene fortsetter å øke noe. I tillegg vil arbeidsstyrken stagnere og etterhvert reduseres. I år 2040 når pensjonsavgiften en topp med drøyt 30 prosent, mot kun 17-18 prosent i 1993. Etter år 2040 går pensjonsavgiften noe ned, og vil med forutsetningene i referansebanen stabilisere seg på et nivå i underkant av 30 prosent. I det tilfellet at grunnbeløpet vokser saktere enn lønningene, vil veksten i pensjonsavgiften bli langt mer moderat.

Folketrygden kan tenkes finansiert på andre måter enn gjennom en avgift på lønnsinntekter, og en mulighet er å skattlegge pensjonsinntekter mer på linje med lønnsinntekter. Figur 7.1.7 viser effekten av å legge lik avgift på disse to inntektstypene, og reduksjonen i forhold til den beregnede pensjonsavgiften er vesentlig. Spesielt etter år 2010, når pensjonsutgiftene begynner å øke drastisk, vil forskjellen bli betydelig. Dette skyldes at pensjonsutgiftene inngår både i teller og nevner ved lik avgift på lønn og pensjon. Vi har i denne rapporten ikke gått inn på andre måter å finansiere folketrygden. Aktuelle alternativer kunne vært fondsoppbygging og skattlegging av andre inntekter, for eksempel kapitalinntekter. Slike beregninger vil kreve en utvidelse av modellen. Realøkonomisk sett gjelder at framtidens pensjoner også må betales av framtidens yrkesaktive, og fondsoppbygging har slik sett kun interesse hvis det fører til økte realinvesteringer eller økt finanssparing i utlandet.

7.2. Befolkningsutviklingen

Faktorene som bestemmer befolkningsutviklingen har vist store variasjoner de siste hundre årene, og vi har derfor sett nærmere på hvor følsom folketrygden er i forhold til disse forutsetningene. Vi har gjennomført simuleringer med til dels sterke, men ikke urimelige utslag (utfra dagens situasjon) i innvandring, fruktbarhet og dødelighet. De viktigste effektene er illustrert i figurene til dette avsnittet, og dette omfatter virkningen på befolkningen, arbeidsstyrken, antallet pensjonister og den beregnede pensjonsavgiften.

Innvandring

I referansebanen har vi forutsatt en nettoinnvandring på 5 000 personer per år, og dette tilsvarer omtrent gjennomsnittet på slutten av 1980-tallet. Vi har gjennomført to alternative simuleringer hvor nettoinnvandringen er satt til henholdsvis 0 og 10 000 personer per år. Alternativet med høy innvandring gjør at befolkningen øker sterkere enn i referansebanen fram mot år 2030, og vil her nå et nivå i overkant av 5 000 000 personer. Etter dette vil befolkningen stabilisere seg på dette nivået (innenfor simuleringshorisonten), mens den vil gå ned i referansebanen. Alternativet med null innvandring gjør at befolkningstallet stagnerer rett etter århundreskiftet på et nivå i overkant av 4 400 000 personer. Etter år 2030 begynner folketallet å gå ned igjen, og vil komme under dagens nivå rundt år 2040.

De ulike innvandringsalternativene gir også umiddelbare virkninger på arbeidsstyrken. Alternativet med høy innvandring gjør at arbeidsstyrken fortsetter å øke fram mot år 2020 (som referansebanen), men at den stabiliserer seg her på et vesentlig høyere nivå rundt 2 450 000 personer. Alternativet med lav innvandring gjør at arbeidsstyrken når en topp rundt år 2015 bare noe høyere enn dagens nivå. Etter dette går arbeidsstyrken noe ned, og vil rett etter år 2030 være under dagens nivå.

Det går lang tid før endringer i innvandringen får noen effekt på antallet pensjonister, og det skyldes at innvandrere gjennomgående er unge mennesker. Først etter år 2020 begynner forskjellene å bli synlige, og mot slutten av framskrivingsperioden har forskjellene kommet opp i pluss/minus 100 000 personer. Virkningen på pensjonsavgiften kommer gradvis, og rundt år 2020 er det meste av effekten tatt ut. Høy innvandring vil da gi en kostnad i form av flere pensjonister. Totalt vil effekten på pensjonsavgiften av innvandringsalternativene være rundt pluss/minus 1-2 prosentpoeng.

Fruktbarhet

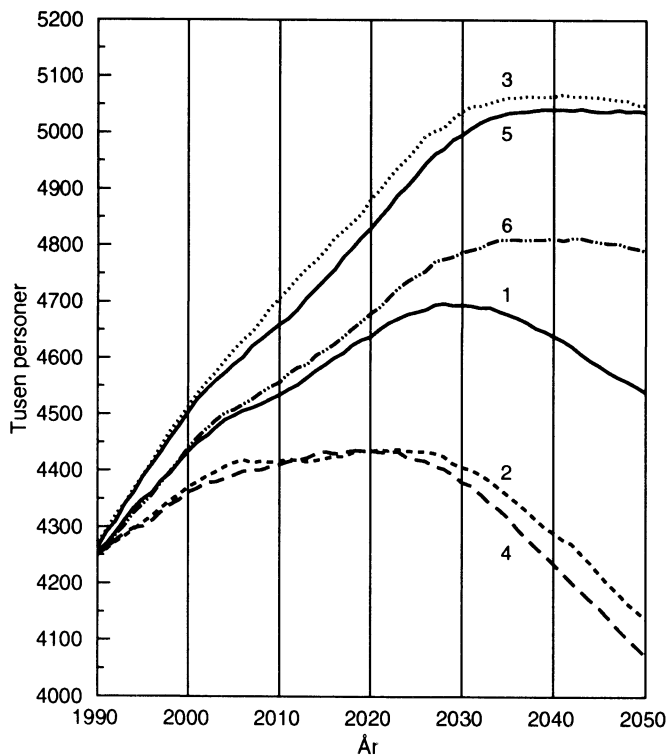
I referansebanen har vi brukt paritetsavhengige fødselsrater fra 1989, og disse genererer et samlet fruktbarhetstall²⁷ (SFT) på 1,87, en medianalder ved første fødsel på 25,8 år og en barnløshet på rundt 16 prosent. Historisk har SFT variert mye, og så sent som på 1960-tallet var den oppe i 3. På slutten av 1970-tallet og begynnelsen av 1980-tallet var SFT nede på rundt 1,6. Enkelte europeiske land har enda lavere SFT, for eksempel Italia med et SFT på 1,23 i 1990. I Norge steg fruktbarheten gjennom 1980-tallet, og i 1989 var SFT 1,89.

Vi har gjennomført to alternative simuleringer med henholdsvis lav og høy fruktbarhet. I lavalternativet har vi senket første fødselsratene til 80 prosent av 1989-nivået. Dette har som konsekvens at SFT synker til 1,68, medianalder ved første fødsel stiger til 27,7 år og barnløsheten blir på hele 24 prosent. Både færre fødsler per kvinne og høyere alder ved fødsler bidrar til lavere befolkningstilvekst. I høyalternativet har vi øket første fødselsratene til 125 prosent av 1989-nivået. Dette øker SFT til 2,06, medianalder ved første fødsel faller til 24,9 år og barnløsheten blir på 11 prosent. Lavalternativet tilsvarer en nedre grense for SFT som har vært observert i Norge og for nivået i land i Nordvest-europa ved slutten av 1980-tallet. Høyalternativet er omtrent det som er nødvendig for å reprodusere befolkningen.

Befolkningsutviklingen i de to fruktbarhetsalternativene blir omtrent som i de to innvandringsalternativene. Derimot tar det vesentlige lengre tid før endringer i fruktbarheten gir seg utslag i arbeidsstyrken, og det skyldes det enkle poenget at barn som blir født i dag, først blir yrkesaktive om 20-30 år. I høyfruktbarhetsalternativet vil arbeidsstyrken stort sett øke gjennom hele framskrivingsperioden, og etter hvert nå et nivå på linje med høyinnvandringsalternativet. Lavfruktbarhetsalternativet vil arbeidsstyrken nå en topp i 2010 med rundt

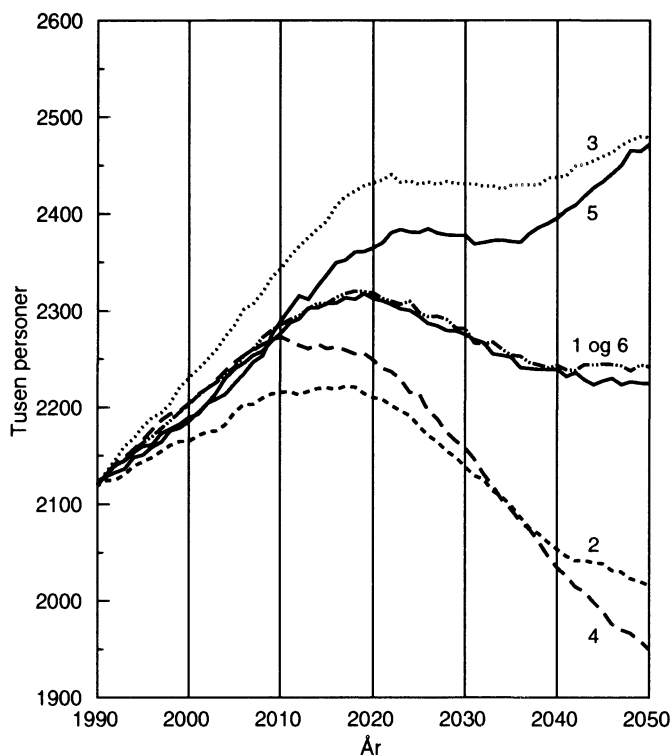
27 Samlet fruktbarhetstall er gjennomsnittlig antall barn en kvinne vil føde hvis hun gjennomlever hele sin fruktbare periode med nærmere angitte fruktbarhetsrater.

Figur 7.2.1 Befolkningen



- 1. Referansebanen
- 2. Netto innvandring = 0
- 3. Netto innvandring = 10000
- 4. Lav fruktbarhet (SFT=1,68)
- 5. Høy fruktbarhet (SFT=2,06)
- 6. Levealder øker med 5-6 år mot år 2050

Figur 7.2.2 Arbeidsstyrken



- 1. Referansebanen
- 2. Netto innvandring = 0
- 3. Netto innvandring = 10000
- 4. Lav fruktbarhet (SFT=1,68)
- 5. Høy fruktbarhet (SFT=2,06)
- 6. Levealder øker med 5-6 år mot år 2050

2 250 000 personer, og deretter gå markert ned. I år 2030 vil den være nede på 2 000 000 personer.

De ulike fruktbarhetsalternativene har minimal innvirkning på antallet pensjonister i framskrivingsperioden²⁸, noe som skyldes at de som blir født i dag først blir pensjonister om 50-70 år. Det enkle poenget understreker at MOSART kan si noe om folketrygden langt inn i neste århundre. Effekten på pensjonsavgiften kommer først rundt år 2010, og fortsetter å øke gjennom hele framskrivingsperioden. I år 2030 er effekten på omtrent pluss/minus ett prosentpoeng, og i år 2050 har den kommet opp i pluss/minus tre prosentpoeng.

Dødelighet

Fra slutten av forrige århundre og fram til 1950 økte forventet levealder ved fødselen²⁹ fra 50 år til om lag 72,5 år. Etter dette har levealderen fortsatt å øke noe svakere, og da spesielt for menn. På slutten av 1980-tallet var forventet levealder 73 år for menn og 80 år for kvinner. I referansebanen fortsetter dødeligheten å synke fram til år 2010, slik at forventet levealder øker med 1-2 år. Etter år 2010 er det ingen endring i dødeligheten i referansebanen. I en alternativ simulering har

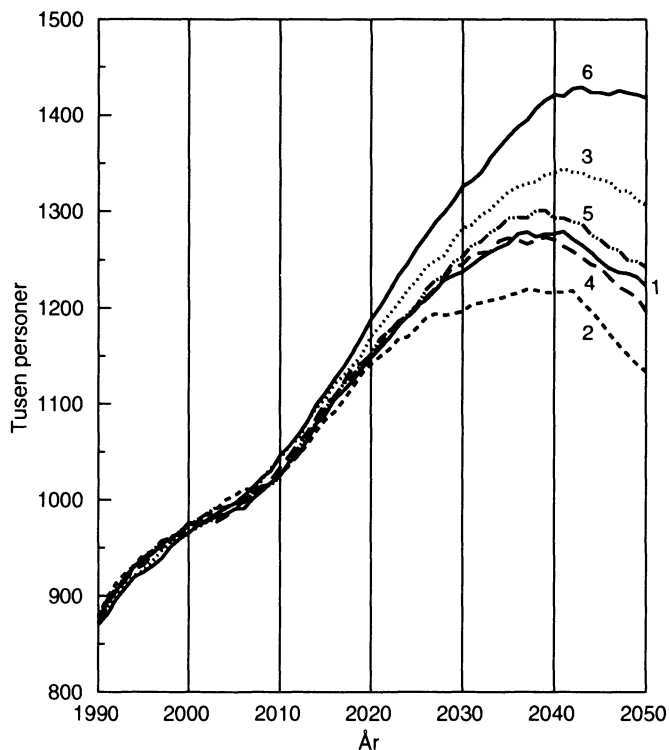
vi prøvd å se på virkningene av fortsatt nedgang i dødeligheten gjennom hele framskrivingsperioden. Vi har tatt utgangspunkt i FN's befolkningsframskrivinger (se Forente Nasjoner (1992)), som forutsetter en markert økning i levealderen gjennom de to neste århundrene. I den vestlige verden er levealderen forventet å øke til snaut 80 år i år 2020 og til 85 år i år 2150. Vi har lagt dette inn i MOSART ved å ta utgangspunkt i dødelighetsratene for 1989, og deretter redusert disse med 1 prosent for hvert år framover. Dette er bare gjort for personer som er 16 år og eldre, men det betyr lite da barne-dødeligheten i Norge er minimal. Med dette øker levealderen til 77 år for menn og 83 år for kvinner i år 2020. I år 2050 blir de tilsvarende tallene 80 år og 86 år. Denne utviklingen representerer ikke noe "brudd" med utviklingen de siste femti årene.

Befolkningstallene endres lite i forhold til referansebanen de første tyve årene, og det skyldes at dødeligheten også går ned i referansebanen. Med lavere dødelighet fortsetter befolkningen å øke noe etter 2020, og stabiliserer seg etter hvert på et nivå rundt 4 800 000 personer. Effekten på arbeidsstyrken er minimal, og det skyldes at relativt få personer dør før de når alders- og uførepensjon. Effekten på antallet pensjonister blir

28 Noe av virkingen kan tilskrives simuleringsstøy, men på slutten av framskrivingsperioden vil antallet uføre bli påvirket.

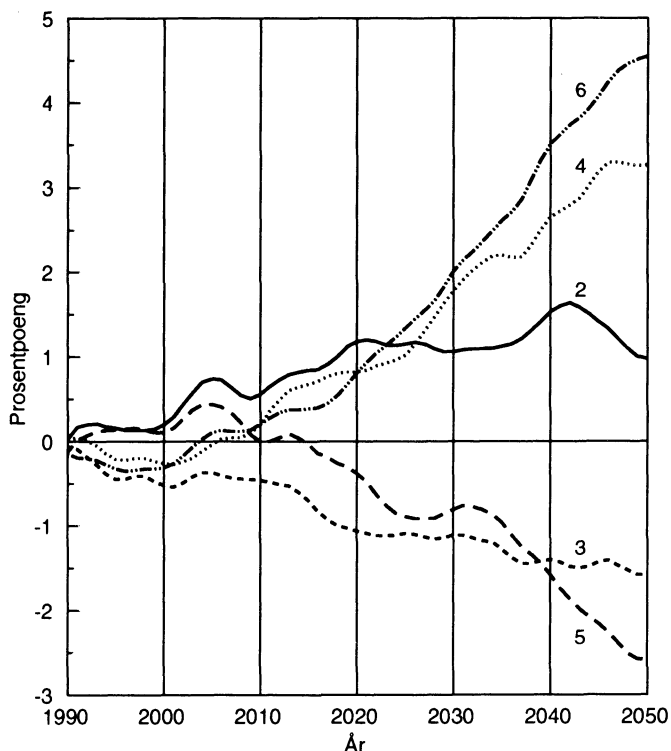
29 Forventet levealder ved fødselen i ett gitt år er den alderen et levende født barn i gjennomsnitt vil oppnå, gitt at barnet lever et helt liv med de dødelighetsrater som er gjeldende i dette året.

Figur 7.2.3 Antall alders-, uføre- og etterlattepensjonister



- 1. Referansebanen
- 2. Netto innvandring = 0
- 3. Netto innvandring = 10000
- 4. Lav fruktbarhet (SFT=1,68)
- 5. Høy fruktbarhet (SFT=2,06)
- 6. Levealder øker med 5-6 år mot år 2050

Figur 7.2.4 Effekt på pensjonsavgift



- 2. Netto innvandring = 0
- 3. Netto innvandring = 10000
- 4. Lav fruktbarhet (SFT=1,68)
- 5. Høy fruktbarhet (SFT=2,06)
- 6. Levealder øker med 5-6 år mot år 2050

derimot sterk etter år 2010, etter hvert som forskjellene i dødelighet blir større. Antallet pensjonister når et nivå på 1 400 000 personer i år 2040, mot en topp på 1 300 000 pensjonister i referansebanen i år 2030. Ved slutten av framskrivingsperioden har forskjellen mellom de to alternativene kommet opp i om lag 200 000 pensjonister. Dette tilsvarer om lag 3,5 årskull, og utgjør noe mindre enn forskjellen i levealder mellom de to dødelighetsalternativene (drøyt 4 år). Avviket kan skyldes at det tar noe tid før lavere dødelighet får fullt utslag i befolkningstallene og at økningen i levealder ikke i sin helhet kommer blant pensjonister. En reduksjon i dødeligheten etter år 2010 vil kreve en gradvis høyere pensjonsavgift, og ved slutten av framskrivingsperioden har forskjellen kommet opp i 4-5 prosentpoeng. På dette tidspunktet er det rimelig å tro at den økte levealderen vil få konsekvenser for den effektive pensjonsalderen gitt ved kombinasjonen av alders- og uføretrygd, slik at utslaget neppe blir så stort.

7.3. Arbeidsmarkedet

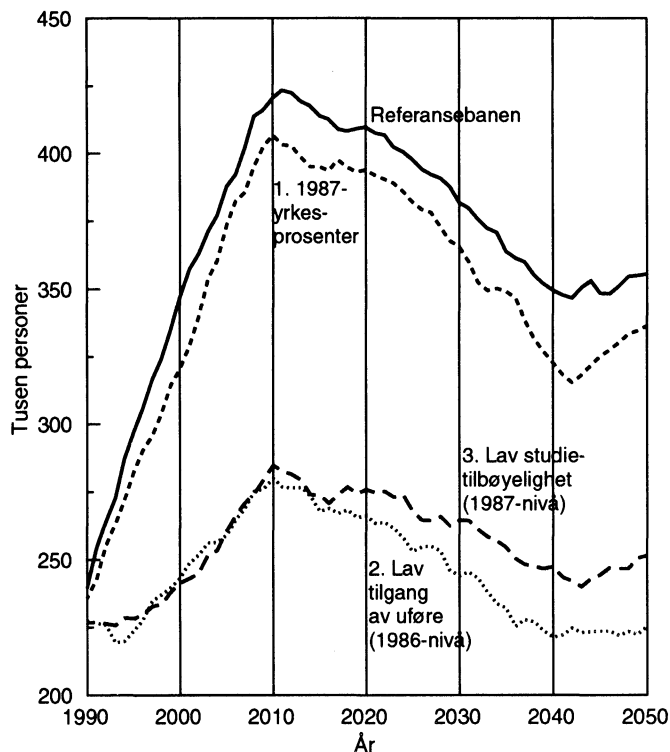
I referansebanen har vi forutsatt en fortsatt høy tilgang av uføre, relativt lave yrkesprosent og en fortsatt høy studietilbøyelighet. Situasjonen på arbeidsmarkedet kan endre seg, og det kan komme en bedring i løpet av det nærmeste ti-året. Spesielt er det iverksatt tiltak som skal dempe tilgangen av uføre, og det har vært en viss nedgang i tilgangsratene for uføre siden 1989, til tross for fortsatt høy ledighet. Vi har der-

for sett på effekten av en generelt bedre situasjon på arbeidsmarkedet, og gjennomført tre simuleringer hvor vi har endret en og en faktor. I simulering to og tre har vi beholdt endringene i de foregående faktorene, slik at vi får fram både en marginal virkning og en samlet virkning. De faktorene vi har endret er yrkesprosentene, tilgangen av uføre og studietilbøyeligheten, i nevnte rekkefølge.

- (i) Yrkesprosentene er økt fra 1991-nivå til noe som tilsvarer 1987-nivå.
- (ii) Tilgangen av uføre er så senket fra 1989-nivå til 1986-nivå.
- (iii) Utdanningstilbøyeligheten er så redusert til nivået i 1987.

Yrkesprosentene er økt ved å endre konstantleddene i relasjonen for yrkesprosentene, slik at antallet yrkesaktive øker med 80 000 personer i 1991. Økningen er i hovedsak tatt ut på menn, som har hatt den sterkeste tilbakegangen i yrkesprosentene. Den øvrige tilbakegangen i arbeidsstyrken hvis yrkesprosentene hadde vært konstante fra 1987 til 1991, omtrent 70 000 personer, kan tilskrives flere uføre og studenter og elever. Alternativet med lavere utdanningstilbøyelighet består av de estimerte overgangene fra overgangene mellom skoleårene 1986/87 og 1987/88. Dette er perioden før ledigheten og

Figur 7.3.1 Antall uførepensjonister



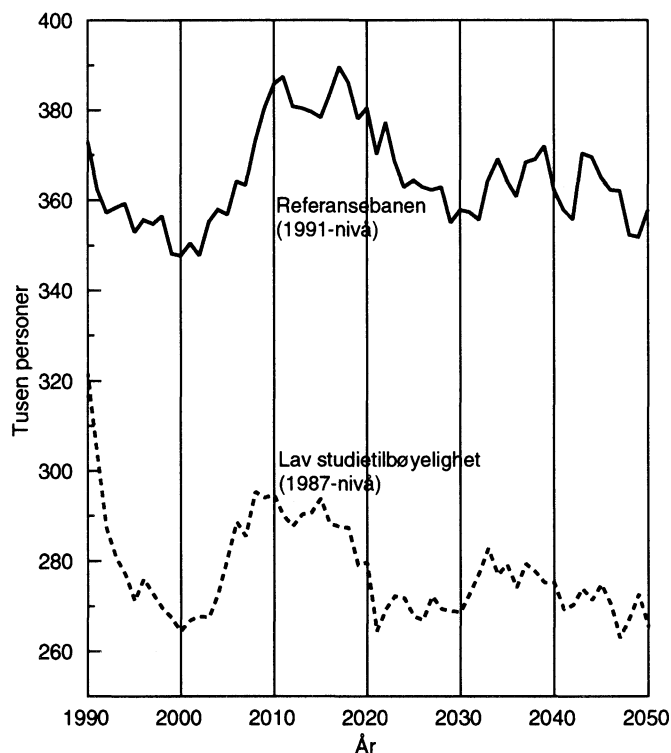
Effektene er lagt på hverandre i rekkefølgen 1-3.

utdanningstilbøyeligheten for alvor begynte å øke mot slutten av 1988.

De viktigste effektene er oppsummert i figurene i dette avsnittet, og går på antall uføre, antall elever og studenter, utdanningsnivået i arbeidsstyrken, antall yrkesaktive og den beregnede pensjonsavgiften. Av figur 7.3.1 framgår det at antallet uføre på sikt blir om lag 20 000 lavere med høye yrkesprosjenter. I modellen skyldes dette at yrkespassive har høyere risiko for å bli uføre. Med lav tilgang av uføre får vi en umiddelbar stabilisering av andelen som er uføre (se figur 7.1.3). Det betyr at antallet uføre endres lite fram mot århundreskiftet, for så å øke en del etter hvert som de første etterkrigskullene nærmer seg pensjonsalder. Etter år 2010 vil tilgangsratene for uføre fra 1986 gi en tre-del færre uføre sammenlignet med referansebanen. Lavere studietilbøyelighet vil mot slutten av framskrivingsperioden gi omtrent 20-30 000 flere uføre, og dette skyldes at i modellen har personer med høyere utdanning vesentlig lavere risiko for å bli uføre.

Av figur 7.3.2 framgår det at overgangsratene med lavere studietilbøyelighet i løpet av få år gir om lag 80-90 000 færre studenter og elever. Forskjellen holder seg ut gjennom framskrivingsperioden. At forskjellen stabiliserer seg så fort må tilskrives en høy gjennomstrømmning i utdanningssystemet ved at mange enten slutter eller begynner å studere hvert år. Figur 7.3.3 illustrerer noe av effekten på utdanningsnivået, og andelen av arbeidsstyrken i år 2030 med høyere utdanning synker fra 38 prosent i referansebanen til 27 prosent med 1987-overgang for utdanning.

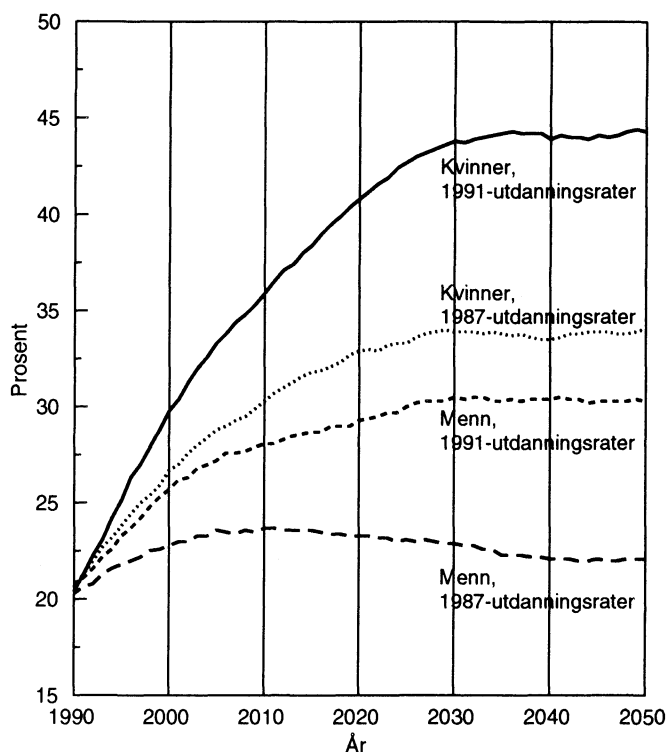
Figur 7.3.2 Antall elever og studenter



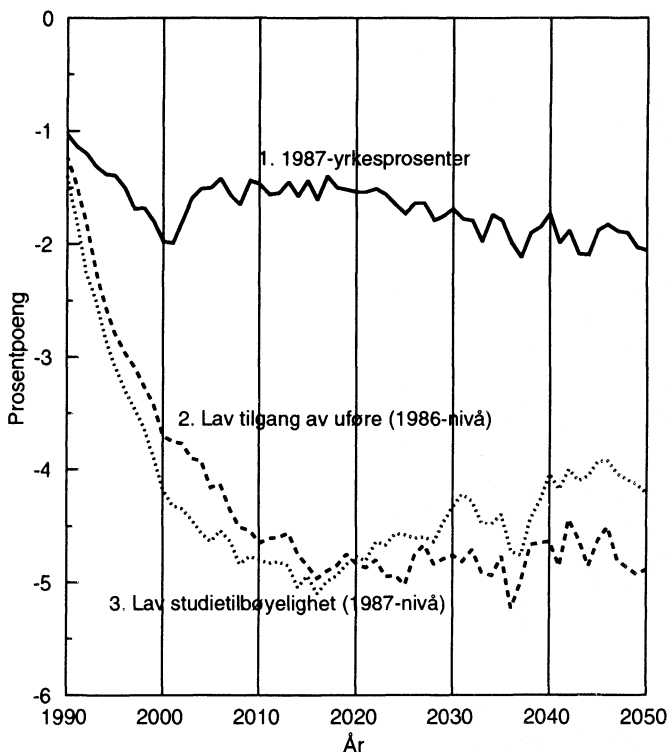
Effekten på arbeidsstyrken av å øke yrkesprosjentene er (som nevnt) om lag 80 000 personer i begynnelsen av simuleringen. Forskjellen øker til om lag 120 000 personer etter århundreskiftet, og økningen kan tilskrives noe færre uføre og at aldersgrupper hvor forskjeller i yrkesprosjentene er større får relativt større vekt (eldre). Effekten av å senke tilgangen av uføre er at arbeidsstyrken øker sterkere fram mot år 2010, først fordi andelen uføre blir lavere og senere fordi aldersgrupper hvor det er mange uføre får relativt større vekt. På sitt høyeste blir forskjellen på om lag 180 000 personer. Dette antyder at forskjellen i yrkesprosjent før og etter uførhet for de som blir uføre i modellen er rundt 50-60 prosent. Effekten på utførte ukeverk er relativt sett noe sterkere. Lavere studietilbøyelighet gir i første omgang 20-30 000 flere yrkesaktive, og antyder at yrkesprosjenten blant studenter og elever i modellen ligger på rundt 50 prosent, mot 20 prosent i AKU. Også her er effekten på utførte ukeverk relativt sett noe sterkere.

Med høye yrkesprosjenter kan pensjonsavgiften reduseres med 1-2 prosentpoeng og effekten kommer relativt momentant. Effekten på gjennomsnittlige pensjonsytelser er relativt beskjeden, slik at reduksjonen holder seg ut gjennom framskrivingsperioden. Dette kan tilskrives at de grupper av befolkningen som "tar" variasjonene i yrkesdeltakingen, i liten grad er i posisjon for å opparbeide seg pensjonsrettigheter. Et typisk eksempel kan være ungdom som har hatt store variasjoner i yrkesprosjentene de senere årene. Disse inntektsårene vil i liten grad telle med i beregningen av pensjonen, fordi de fleste likevel

Figur 7.3.3 Andel av arbeidsstyrken med høyere utdanning

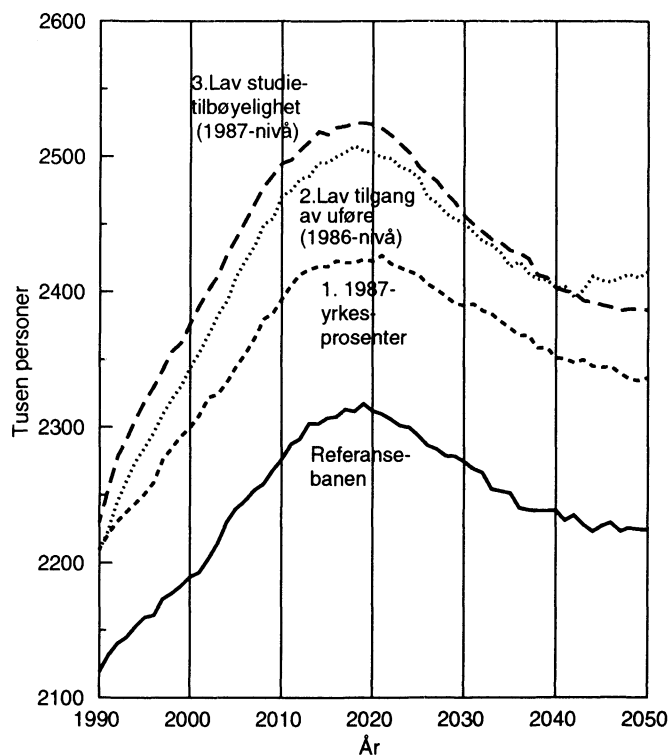


Figur 7.3.5 Effekt på pensjonsavgift



Effektene er lagt på hverandre i rekkefølgen 1-3.

Figur 7.3.4 Arbeidsstyrken



Effektene er lagt på hverandre i rekkefølgen 1-3.

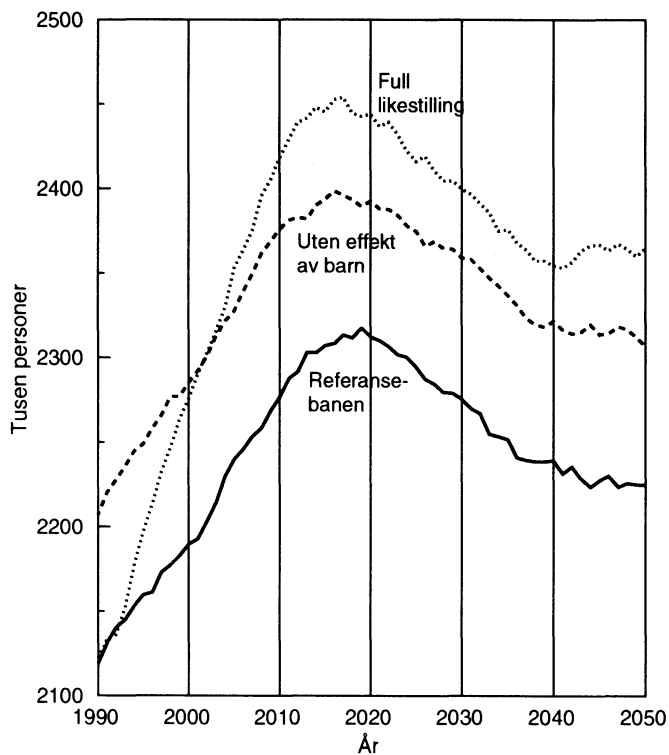
har nok poengår³⁰ og i tillegg får minst 20 inntektsår senere i livet som er bedre. En reduksjon i tilgangen av uføre vil sammen med høye yrkesprosjenter etter år 2010 gi en reduksjon i pensjonsavgiften på 4-5 prosentpoeng. Endringer i studietilbøyeligheten gir bare mindre utslag, men vi har da ikke tatt hensyn til offentlige utgifter til utdanning.

7.4. Likestilling på arbeidsmarkedet

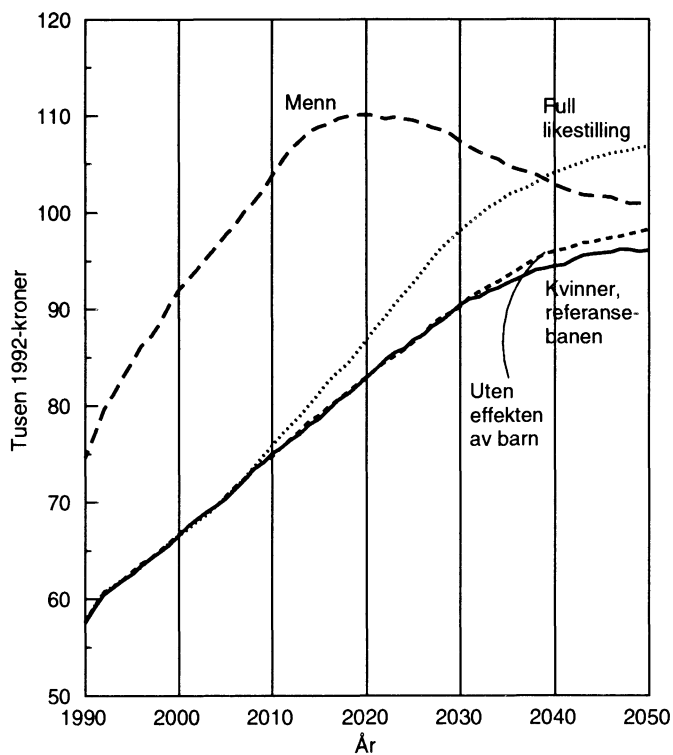
I referansebanen ligger det ikke inne noen eksplisitte forutsetninger om utjamning i yrkesdeltakingen mellom kvinner og menn. En viss utjamning skjer likevel, fordi utdanningsnivået øker mer for kvinner enn for menn. Ser vi tilbake på de siste tyve årene har det funnet sted en sterk utjamning i menns og kvinners yrkesdeltaking. Forskjellen i yrkesprosjent har sunket fra 45 prosent på slutten 1960-tallet til 12 prosent på slutten av 1980-tallet. Forskjellen i arbeidstid og lønn er imidlertid fortsatt store, og det er fortsatt rom for ytterligere utjamning. Gjennomsnittlig arbeidstid for menn var snaut 40 timer/uke i 1991 (gitt at de var i arbeid), mot snaut 30 timer/uke for kvinner. I gjennomsnitt hadde menn en pensjongivende inntekt på 166 000 kroner i 1989 (gitt at de hadde inntekt), mot bare 100 000 kroner for kvinner. Vi har derfor gjennomført to alternative simuleringer hvor vi ser på en fortsatt økning i kvinners yrkesdeltaking. I det første tilfellet fjerner vi den effekten barn har på kvinners yrkesdeltaking, for å se hvor stor rolle omsorg for barn har. I det andre tilfellet lar vi kvinners yrkesprosjenter, arbeidstider og inntekter gradvis øke opp til nivået for menn med ellers samme kjennetegn, over årene 1993-2012.

30 Økningen i yrkesprosjenter er i denne simuleringen lagt på menn, jamfør teksten ovenfor.

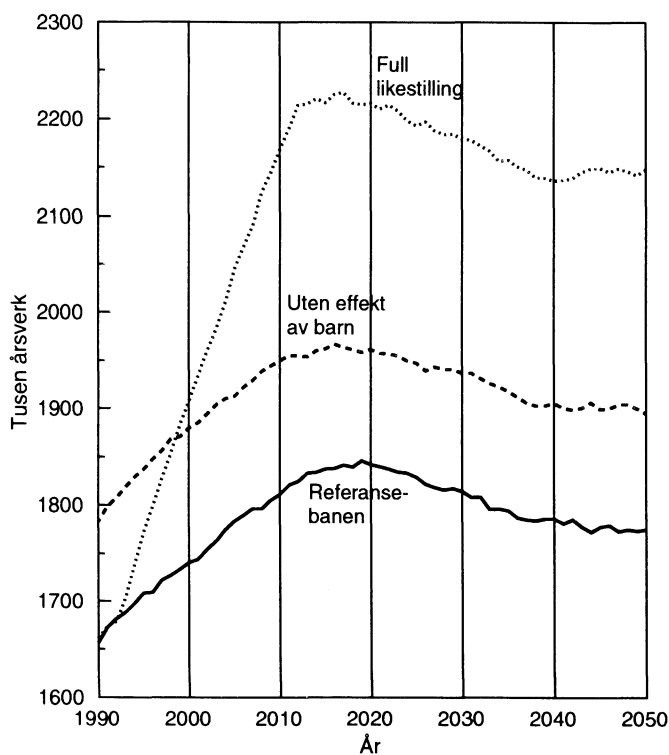
Figur 7.4.1 Arbeidsstyrken



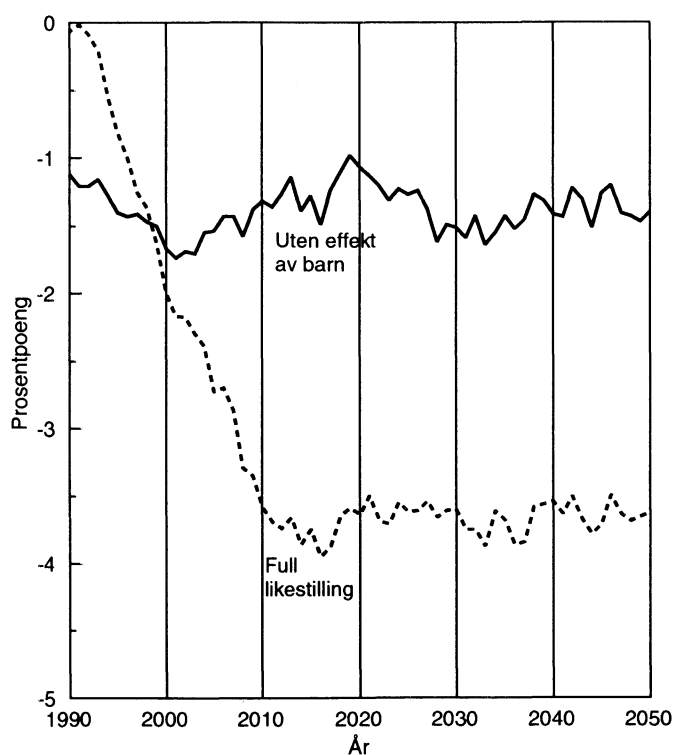
Figur 7.4.3 Gjennomsnittlige alderspensjoner, kvinner



Figur 7.4.2 Utførte årsverk



Figur 7.4.4 Effekt på pensjonsavgift



Uten effekten på yrkesdeltakingen av omsorg for barn vil arbeidsstyrken øke med snaut 100 000 personer, og forskjellen holder seg ut gjennom hele framskrivingsperioden. Effekten på utførte ukeverk er noe sterkere, spesielt målt relativt. "Full likestilling" vil gi en økning i arbeidsstyrken på rundt 130 000 personer etter hvert som likestillingen er gjennomført. Virkningen på utført ukeverk er langt mer radikal, og vil på sitt høyeste komme opp i en forskjell på 400 000 årsverk/år. Den relativt lille forskjellen mellom "omsorgs/likestillings"-alternativet i antallet yrkesaktive antyder at barn betyr mye for valget om en kvinne skal jobbe. Derimot antyder den store forskjellen i effekten på utførte ukeverk at kvinners kortere arbeidstid i liten grad kan knyttes til omsorg for barn.

Virkingen på kvinners alderspensjoner av "omsorg" for barn kommer sent og er relativt beskjeden. Grunnen til dette er at kvinner som føder barn i dag uansett er sikret et pensjonspoeng på 3 gjennom omsorgspoenget, og at de først blir pensjonister langt inn i neste århundre. Økt yrkesdeltaking blant småbarnsmødre vil dermed i liten grad påvirke pensjonsutbetalingene. "Likestillingsalternativet" gir derimot effekt tidligere og langt sterkere, og vil øke pensjonene med rundt 10 prosent etter år 2030. Når effekten ikke blir sterkere (lønnsnivået øker med 30-40 prosent for kvinner), skyldes det at kvinner i beregningen også overtar menns yrkesmønstre med stabil yrkesdeltaking over livsløpet. Kvinner mister dermed noen av for-

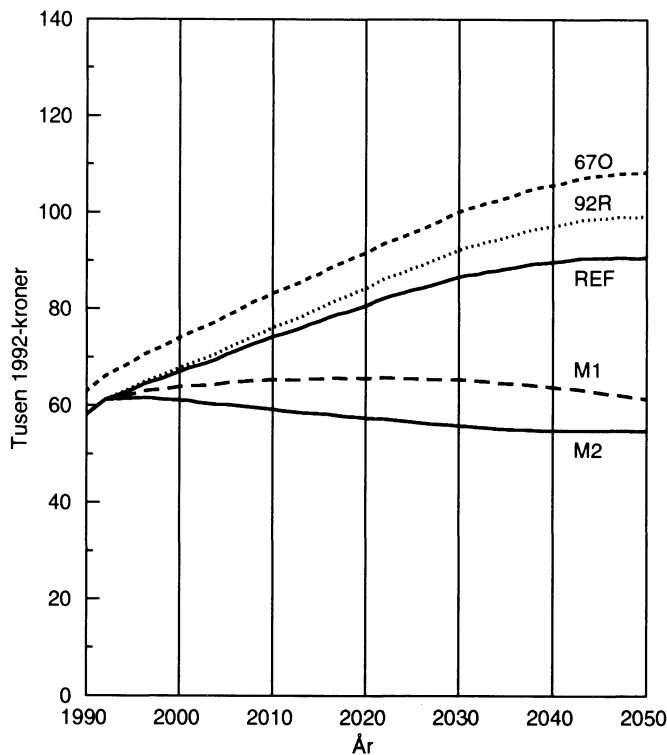
delene de får gjennom besteårsregelen. I tillegg faller etterlattepensjoner i stor grad bort. Effekten på menns alderspensjoner av disse alternativene er marginale.

"Omsorgsalternativet" vil redusere pensjonsavgiften med rundt 1-1,5 prosentpoeng, og kan tilskrives en økning i yrkesdeltakingen som i liten grad vil gi økte pensjonsutbetalinger. "Likestillingsalternativet" vil redusere pensjonsavgiften med nær 4 prosentpoeng etter hvert som tiltaket slår gjennom. Dette er trolig et lite realistisk alternativ på den bakgrunn at ulønnet arbeid er skjevt fordelt i kvinners disfavør. Beregningen antyder likevel at det kan være mye å hente gjennom økt kvinnelig yrkesdeltaking med tanke på finansiering av folketrygden.

7.5. Regulering av grunnbeløpet

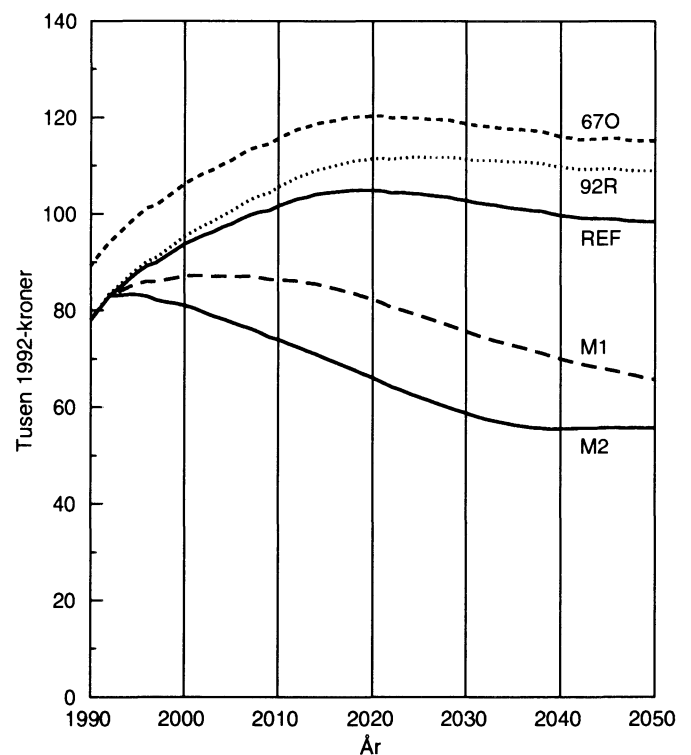
I referansebanen har vi latt grunnbeløpet følge lønnsutviklingen, og dette er trolig et lite realistisk alternativ. Historisk har grunnbeløpet vokst saktere enn lønnsnivået, og i 1992 ble opp-tjeningstaket og tilleggsprosenten senket. Vi har derfor sett på hvor store innsparinger dette har gitt, og hvor mye som er å hente ved fortsatt svakere vekst i grunnbeløpet. 1992-reformen gjorde at tilleggsprosenten ble senket fra 45 prosent til 42 prosent og at skråtaket for opptjening av pensjonspoeng ble senket fra 8G til 6G. I 1992 tilsvarte disse grensene om lag 290 000 kroner og 215 000 kroner. Reformen kunne ikke gi tilbakevirkende kraft, og overgangsordningene gjør at tiltaket

Figur 7.5.1 Gjennomsnittlige pensjoner, kvinner



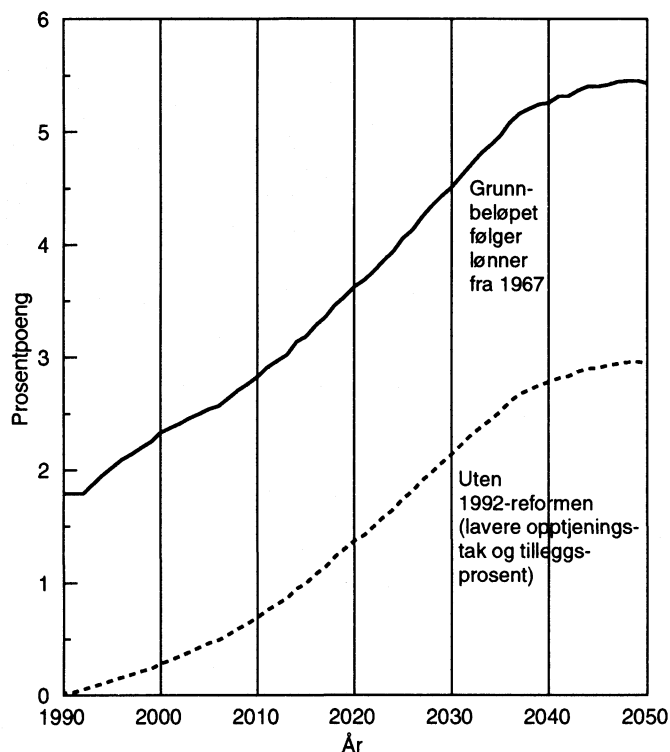
67O: G følger lønn fra 1967.
 92R: Uten 1992-reformen.
 REF: Referansebane (G følger lønn etter 1992).
 M1: G underreguleres med 1 % i forhold til lønn.
 M2: G underreguleres med 2 % i forhold til lønn.

Figur 7.5.2 Gjennomsnittlige pensjoner, menn



67O: G følger lønn fra 1967.
 92R: Uten 1992-reformen.
 REF: Referansebane (G følger lønn etter 1992).
 M1: G underreguleres med 1 % i forhold til lønn.
 M2: G underreguleres med 2 % i forhold til lønn.

Figur 7.5.3 Økning i pensjonsavgift



vil ha effekt langt ut i neste århundre (se kapittel 2). I år 2040 ville alderspensjonene i gjennomsnitt vært snaut 10 prosent høyere uten 1992-reformen (lavere opptjeningsstak og lavere tilleggspersent). Effekten på den beregnede pensjonsavgiften vil være rundt 2-2,5 prosentpoeng etter år 2030, og effekten kommer i de årene pensjonsavgiften stiger som sterkest. Lavere opptjeningsstak slår noe hardere ut for menn, og det skyldes at relativt få kvinner tjener over opptjeningsstaket sammenlignet med menn.

Fra 1967 til 1992 har grunnbeløpet ifølge våre anslag økt med om lag 20 prosent mindre enn lønn per normalårsverk. Hadde grunnbeløpet fulgt lønnene fra 1967 og den lavere tilleggspersenten og opptjeningsstaket ikke blitt innført, ville alderspensjonene på lang sikt blitt 17-18 prosent høyere. En slik utvikling i grunnbeløpet ville krevd at pensjonsavgiften måtte ha vært over fem prosentpoeng høyere.

Det er en uttalt mål for regjeringen at pensjonister skal ha en inntektsutvikling på linje med lønnstakere, imidlertid er det noe usikkert om dette gjelder på individnivå eller for gruppen samlet. Førstnevnte krever at grunnbeløpet følger lønnsutviklingen, mens sistnevnte tolkning gir grunnlag for en svakere vekst i grunnbeløpet de nærmeste 20-30 årene. Grunnen til dette er at nye pensjonister i denne perioden vil ha krav på større pensjoner enn sine forgjengere. De vil dermed motvirke effekten av at bestanden av pensjonister får lavere ytelser i for-

hold til lønnsnivået. Med sterkt behov for å dempe folketrygdens utgifter kan en svakere vekst i grunnbeløpet være et effektivt virkemiddel. Vi har derfor sett på effekten av å la grunnbeløpet øke med henholdsvis 1 og 2 prosent mindre per år enn lønn per normalårsverk. Samtidig har vi økt særtillegget så mye at minstepensjonen likevel følger lønnsutviklingen³¹.

Alternativet med 1 prosent svakere vekst i grunnbeløpet enn lønnsnivået, gjør at veksten i alderspensjonene (i forhold til lønnsnivået) raskt stopper opp. I år 2030 vil maksimal pensjon i dette tilfellet være på 95 000 kroner. Med en svakere vekst i grunnbeløpet enn i lønnsnivået på to prosent vil tilleggspensjonene i praksis være avskaffet i år 2030, og maksimal pensjon for en enslig vil da være på 58 000 kroner. Med regelverket og satsene fra 1992 ville maksimal tilleggspensjon vært på rundt 140 000 kroner. Uten 1992-reformen ville maksimal pensjon vært på 170 000 kroner, og hadde grunnbeløpet fulgt lønnsnivået fra 1967 vil maksimal pensjon vært på hele 210 000 kroner.

Effekten av å la grunnbeløpet vokse saktere er at pensjonsavgiften i folketrygden i liten grad må økes, og dette er antydnet i figur 7.1.7. Spesielt med en svakere vekst i grunnbeløpet enn i lønnsnivået på to prosent vil dette gjelde fullt ut. Dette medfører også at alle blir minstepensjonister. Relativt til lønnsnivået er minstepensjonen i denne beregningen den samme gjennom hele framskrivingsperioden. I denne forstand har Stortinget en mulighet for å avskaffe folketrygdens tilleggspensjoner og dermed foreta en betydelig endring uten kompliserte overgangsordninger. Noen av ulempene ved denne metoden er at eksisterende unge uføre ikke får del i velstandsutviklingen, og at det blir vesentlig vanskeligere/mer usikkert å legge planer for egen alderspensjon.

31 Lønnsnivået er formelt sett konstant i denne framskrivningen. Imidlertid blir ikke konklusjonene nedenfor endret av å legge en annen reallønnsvekst til grunn, for eksempel 1 eller 2 prosent per år.

Tabellvedlegg

Tabellvedlegget omfatter tabeller med overgangssannsynligheter for trygd slik de er tilrettelagt for simuleringsmodellen med unntak av noe redigering, samt to tabeller med simuleringsresultater. Nedenfor følger en oversikt over tabellene.

Overgangssannsynligheter for trygdestatus

Vedleggstabell 1. Overganger til uføretrygdside	52
Vedleggstabell 2. Overganger ut av uføretrygd	52
Vedleggstabell 3. Uføregrad	53
Vedleggstabell 4. Etterlattetrygd	54
Vedleggstabell 5. Alderstrygd	54

Simuleringsresultater, gjennomsnittstall og standardavvik

Vedleggstabell 6. Arbeidsstyrke	55
Vedleggstabell 7. Uførepensjonister	56

Vedleggstabell 1. Overganger til uføretrygd

Overgangsrate til MOSART-T

Overganger til uføretrygd - GEN4 15.februar 1993

Estimert på grunnlag av logitmodell

$$P = \text{EXP}(Xb)/(1+\text{EXP}(Xb))$$

P angir sannsynligheten for at en ikke uføretrygdet person i alderen 17-66 år skal bli uføretrygdet i løpet av året. Data er et ti-prosent utvalg av befolkningen 1986-1989. Konstantleddet er normert i forhold til en 'referanseperson'. Ingen interaksjonseffekter i denne versjonen. Alder er en kontinuerlig variabel, de øvrige kategoriske Alder er målt i hele år ved utgangen av året. År angir periodeeffekt, settes lik null i referansebanen. Ny-status angir om personen er ny i modellpopulasjonen. Utdanning angir om personen er under utdanning, og for de som ikke er det; utdanningsnivå. Yrkesdeltaking angir om personen har inntekt større eller lik tusen 1989-kroner, 'stabil' betyr at personen har hatt samme tilstand i fem år eller mer, 'ny' at personen ellers var fem år eller mer i forrige tilstand og 'ustabil' er øvrige personer.

	Kjønn	
	Menn	Kvinner
Konstant	-8,692	-10,120
Alder		
Alder	0,04780	0,17500
Alder*alder	0,00061	-0,00113
År		
1986	-0,345	-0,320
1987	0,108	0,091
1988	0,064	0,058
1989	0,174	0,171
Ny-status		
Bosatt	0,000	0,000
Ny innvandrer	-0,361	0,171
Ny 16-åring1,422	1,501	
Utdanning		
A, Under utdanning	-1,941	-1,857
B, Uoppgitt	-0,124	0,268
C, Grunnskole	0,571	0,447
D, Gymnas mm,	-0,613	-0,537
E, Andre vid,skoler	0,000	0,000
F, Ind&håndverk, 1 år	0,490	0,319
G, Ind&håndverk, 2-3 år	-0,029	0,165
H, Hjelpepleie	0,000	0,212
I, Andre høy,utd., 1-4 år	-0,508	-0,682
J, Andre høy,utd, 5+ år	-1,257	-0,931
K, Ingeniører, 1-4 år	-1,011	-1,567
L, Sykepleie	-0,508	-0,394
M, Profesjonsfag	-1,816	-1,336
Yrkesdeltaking		
Stabilt aktiv	0,000	0,000
Ny aktiv	-0,425	-0,772
Labilt aktiv	0,729	-0,121
Stabilt passiv	1,906	0,096
Helt ny passiv	2,708	2,486
Ny passiv	2,226	1,705
Labilt passiv	2,241	1,074
Ekteskapelig status		
Ugift	0,155	0,434
Gift	0,000	0,000
Enke/enkemann	0,266	0,622
Skilt	0,364	0,829
Etterlattetrygdet		
Nei	0,000	0,000
Ja	-0,625	-0,751
Barn		
Barnløs	..	-0,038

Vedleggstabell 2. Overganger ut av uføretrygd

Overgangsrate til MOSART-T

Overgang ut av uføretrygd - GEN4 9.september 1992

Fordelt etter kjønn og uføregrad året før

Promille sannsynlighet for å forlate uføretrygd (utenom overgang til alderstrygd eller død)

Beregnet fra overganger til årene 1986-1989, 10%-utvalget

Uføregrad året før	Kvinner	
	Sannsynlighet	Obs.
50	16	5942
60	5	1513
70	9	2679
80	7	2154
90	7	270
100	3	27016

Uføregrad året før	Menn	
	Sannsynlighet	Obs.
50	13	2590
60	19	320
70	14	662
80	5	736
90	5	-
100	5	27818

Vedleggstabell 3. Uføregrad

Overgangsrater til MOSART-T

Uføregrad for uføretrygdede - GEN4 9.september 1992
 Fordelt etter kjønn og
 - alder for nye uføretrygdede
 - gammel uføregrad for eksisterende uføretrygdede

Første tall i kolonne er antall observasjoner

Øvrige tall er sannsynligheter i promille

Estimert på overganger til årene 1986-1989, 10%-utvalget

	Nye uføretrygdede Aldersgrupper				Eksisterende uføretrygdede Gammel uføregrad					
	16-39	40-49	50-59	60-66	50	60	70	80	90	100
Obs	784	1183	2024	2042	5847	1505	2655	2139	268	26935
Ny uføregrad										
50	241	291	238	166	874	9	16	15	22	10
60	28	38	42	39	4	866	3	13	4	3
70	35	59	111	109	12	15	884	6	11	4
80	32	69	94	98	10	38	16	876	0	3
90	6	10	15	21	2	4	8	3	877	0
100	658	533	500	567	98	68	73	87	86	980

	Nye uføretrygdede Aldersgrupper				Eksisterende uføretrygdede Gammel uføregrad					
	16-39	40-49	50-59	60-66	50	60	70	80	90	100
Obs	568	654	1657	2991	2556	314	653	732	48	27679
Ny uføregrad										
50	121	146	139	101	845	3	11	8	0	2
60	7	18	7	6	1	851	5	4	21	1
70	26	26	23	13	5	6	802	1	0	1
80	26	23	19	17	8	35	8	828	21	1
90	2	0	3	2	1	3	3	4	791	0
100	818	787	809	861	140	102	171	155	167	995

Vedleggstabell 4. Etterlattetrygd

Overgangsrater til MOSART-T

Overgang til etterlattetrygd - GEN4 8.mai 1992

Fordelt etter kjønn og pensjongivende inntekt året før (målt i 1989-kroner)

Promille sannsynlighet for å bli etterlattetrygdet i løpet av de to første årene etter at personen ble enke/enkemann, gitt at personen ikke allerede var trygdemottaker

Anslått fra overganger til årene 1986-1989, 10%-utvalget

Kvinner

Pensjongivende inntekt året før	Sannsynlighet
0 - 99999	980
100000 - 149999	900
150000 - 199999	700
200000 og over	350

Menn

Pensjongivende inntekt året før	Sannsynlighet
0 - 99999	400
100000 - 149999	300
150000 - 199999	150
200000 og over	50

Vedleggstabell 5. Alderstrygd

Overgangsrater til MOSART-T

Overgang til alderstrygd - GEN4 8.mai 1992

Fordelt etter kjønn, alder og om de hadde pensjongivende inntekt større eller lik ett tusen 1989-kroner året før

Promille sannsynlighet for å bli alderstrygdet i løpet av året for en person som ikke var trygdemottaker året før

Estimert fra overganger til årene 1986-1989, 10%-utvalget

	Alder		
	67	68	69
Kvinner			
Hadde pensjongivende inntekt			
Antall observasjoner	2387	365	191
Sannsynlighet	840	488	298
Hadde ikke pensjongivende inntekt			
Antall observasjoner	2349	70	47
Sannsynlighet	976	414	468
Menn			
Hadde pensjongivende inntekt			
Antall observasjoner	4104	1005	539
Sannsynlighet	755	459	258
Hadde ikke pensjongivende inntekt			
Antall observasjoner	586	147	148
Sannsynlighet	787	143	122

Vedleggstabell 6. Arbeidsstyrke

Hvor ikke annet er nevnt har alle simuleringer samme forutsetninger som referansebanen.

	Ref.- banen	10 simuleringer med eksogen rekruttering		10 simuleringer over samme utgangspop.		10 simuleringer over ulike utg.pop.	
		Gjennom- snitt	Standard- avvik	Gjennom- snitt	Standard- avvik	Gjennom- snitt	Standard- avvik
Tusen personer							
År							
1990	2 119	2 120	3,1	2 119	2,5	2 119	3,0
1991	2 131	2 130	4,1	2 130	3,8	2 127	3,9
1992	2 140	2 138	3,7	2 139	2,8	2 137	4,2
1993	2 145	2 146	4,4	2 146	3,7	2 144	4,0
1994	2 153	2 154	2,9	2 152	2,5	2 152	3,4
1995	2 160	2 161	4,5	2 158	2,6	2 159	4,9
1996	2 161	2 166	5,4	2 166	3,9	2 165	5,1
1997	2 173	2 175	4,2	2 175	3,8	2 175	6,3
1998	2 177	2 184	4,9	2 183	5,2	2 183	5,3
1999	2 183	2 189	4,5	2 187	5,6	2 191	6,6
2000	2 189	2 197	5,1	2 195	5,2	2 200	5,1
2001	2 192	2 205	6,2	2 203	5,7	2 206	7,1
2002	2 203	2 213	4,4	2 210	5,2	2 214	5,5
2003	2 215	2 220	4,0	2 219	3,9	2 223	5,5
2004	2 230	2 229	4,1	2 229	4,9	2 233	4,3
2005	2 240	2 241	3,1	2 239	4,3	2 242	5,1
2006	2 246	2 249	4,7	2 246	4,0	2 251	5,0
2007	2 254	2 257	4,8	2 257	3,6	2 259	5,5
2008	2 258	2 266	5,6	2 267	4,5	2 267	7,0
2009	2 268	2 275	5,3	2 275	4,4	2 273	6,7
2010	2 277	2 283	4,1	2 283	6,3	2 278	7,4
2015	2 307	2 307	6,0	2 304	4,8	2 300	9,6
2020	2 312	2 312	3,2	2 307	5,1	2 305	13,3
2025	2 294	2 295	6,3	2 292	8,3	2 295	11,9
2030	2 276	2 268	5,6	2 273	8,9	2 276	11,8
2035	2 252	2 246	4,4	2 249	9,7	2 255	14,0
2040	2 239	2 232	4,7	2 230	12,8	2 237	13,8
2045	2 227	2 225	5,2	2 229	17,7	2 234	14,4
2050	2 225	2 219	4,8	2 230	18,7	2 232	11,0

Vedleggstabell 7. Uførepensjonister

Hvor ikke annet er nevnt har alle simuleringer samme forutsetninger som referansebanen.

År	Ref.- banen	10 simuleringer med eksogen rekruttering		10 simuleringer over samme utgangspop.		10 simuleringer over ulike utg.pop.	
		Gjennom- snitt	Standard- avvik	Gjennom- snitt	Standard- avvik	Gjennom- snitt	Standard- avvik
Tusen personer							
1990	240	238	1,6	238	1,5	239	4,1
1991	254	250	2,7	250	2,5	253	4,6
1992	264	262	3,2	261	2,1	265	4,6
1993	273	272	2,9	272	2,8	276	4,5
1994	287	284	3,6	284	3,2	287	4,5
1995	297	293	4,3	295	3,8	297	4,1
1996	306	303	4,7	305	3,8	306	4,0
1997	317	312	4,9	313	4,9	315	3,9
1998	324	321	3,9	323	5,9	323	4,5
1999	335	330	4,2	333	6,3	332	4,2
2000	347	340	4,5	342	6,7	341	4,9
2001	358	349	4,6	351	6,2	351	5,6
2002	363	357	4,1	359	5,9	361	4,9
2003	371	367	3,6	368	5,7	371	4,7
2004	377	375	4,5	376	5,1	380	4,0
2005	388	384	5,9	386	5,6	389	3,4
2006	392	393	5,9	394	4,9	397	3,7
2007	402	400	5,9	400	5,5	405	3,3
2008	414	410	5,1	409	5,1	414	3,5
2009	416	413	5,0	412	4,6	420	4,1
2010	420	416	5,1	417	4,7	424	4,5
2015	414	409	5,5	409	2,5	418	4,1
2020	410	407	5,5	409	5,0	412	3,7
2025	398	395	6,2	398	7,4	399	3,7
2030	382	385	5,5	382	7,5	385	5,7
2035	364	367	4,8	362	3,6	365	3,8
2040	349	347	3,9	346	4,0	348	3,3
2045	348	347	5,2	345	3,9	347	5,0
2050	355	359	3,1	355	3,3	354	5,5

Referanser

- Allison, Paul D. (1984):** "Event history analysis - regression for longitudinal event data", *Sage University Paper 46*.
- Andreassen, Leif, Charlotte Koren, Jose Gomez de Leon og Olav L Jones (1988):** "Inntektsoverføringer mellom aldersgrupper og befolkningsutviklingen", vedlegg 4 i *Norges offentlige utredninger 1988:21*: "Norsk økonomi i forandring".
- Andreassen, Leif, Truls Andreassen, Dennis Fredriksen, Gina Spurkland og Yngve Vogt (1993):** "Framskrivning av arbeidsstyrke og utdanning. Mikrosimuleringsmodellen MOS-ART.", *Rapporter 93/6*, Statistisk sentralbyrå.
- Bowitz, Einar (1992):** "Offentlige stønader til husholdninger", *Sosiale og økonomiske studier 80*, Statistisk sentralbyrå.
- Brunborg, Helge og Nico Keilman (1992):** "MOSART-H: A Combined Micro-Macro Model for Simulation of Households", upublisert notat presentert på Nordisk Demografisk Symposium, Lund 12.-14.august, Statistisk sentralbyrå.
- Forente Nasjoner (1992):** "Long range world population projections, two centuries of population growth 1950-2150", New York 1992.
- Fredriksen, Dennis (1991):** "To notater fra prosjektet MOS-ART og trygd", *Interne Notater 91/7*, Statistisk sentralbyrå
- Fredriksen, Dennis (1992A):** "Datagrunnlaget for modellen MOSART-T", *Interne Notater 92/7*, Statistisk sentralbyrå.
- Fredriksen, Dennis (1992B):** "Analyser av overganger til uførhet og opptjening av pensjonsgivende inntekt, for modellen MOSART-T", *Interne Notater 92/8*, Statistisk sentralbyrå.
- Fredriksen, Dennis (1993A):** "Dokumentasjon av input til MOSART 2", *Notater 93/42*, Statistisk sentralbyrå.
- Fredriksen, Dennis (1993B):** "MOSART 2, teknisk dokumentasjon", *Notater 93/41*, Statistisk sentralbyrå.
- Haga, Oddbjørn (1992):** "Simuleringsmodell for tilleggspensjon", innlegg holdt på seminar om typehusholds- og mikrosimuleringsmodeller i SAS-hotellet, 25.mai 1992, upublisert notat fra Rikstrygdeverket.
- Holtmark, Bjart Johannes (1993):** "Når etterkrigsbarna blir alderspensjonister. Befolkningsutviklingen og folketrygden i et makroøkonomisk perspektiv", artikkel i *Norsk Økonomisk Tidsskrift 93/1*.
- Koren, Charlotte (1979):** "MAFO, makromodell for folketrygden", *Rapporter 79/6*, Statistisk sentralbyrå.
- Koren, Charlotte og Tom Kornstad (1992):** "Typehusholdmodellen ODIN", *Rapporter 92/29*, Statistisk sentralbyrå.
- Kravdal, Øystein (1986):** "Teknisk notat om oppbygging av mødrefilen, ekteskapsfilen og kvinnefilen", *Interne Notater 86/27*, Statistisk sentralbyrå.
- Norges Offentlige Utredninger 1990:8:** "Regulering av folketrygdens grunnbeløp".
- Norges Offentlige Utredninger 1990:17:** "Uførepensjon".
- Rikstrygdeverket (1991):** "Trygdestatistisk årbok 1991", Rikstrygdeverket.
- Rikstrygdeverket (1993):** "TRUP - del 2, budsjettmodell for uførepensjoner", *Intern dokumentasjon nr 1/93*, Utredningsavdelingen, Rikstrygdeverket.
- Statistisk sentralbyrå (1991):** "Framskrivning av folkemengden 1990-2050", *Norges offentlige statistikk B983*.
- Statistisk sentralbyrå (1993):** "Arbeidsmarkedsstatistikk 1992", *Norges offentlige statistikk C87*.
- Stortingsmelding nr.12 (1988-89):** "Folketrygdens økonomi og pensjonssystem".
- Thoresen, Thor Olav (1993):** "Fordelingsvirkninger av overføringer til barnefamilier, beregninger ved skattemodellen LOTTE", *Rapporter 93/26*, Statistisk sentralbyrå.
- Vassenden, Elisabetta (1990):** "Befolkningens høyeste fullførte utdanning, dokumentasjon", *Interne Notater 90/9*, Statistisk sentralbyrå.

**Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk sentralbyrå
etter 1. juli 1992 (RAPP)**

Issued in the series Reports from Statistics Norway

since 1 July 1992 (REP)

ISSN 0332-8422

- | | | | |
|-----------|--|---------|--|
| Nr. 92/11 | Jan Lyngstad: Økonomiske levekår for barnefamilier og eldre 1970-1986. 1992-80s. 90 kr
ISBN 82-537-3660-6 | - 92/28 | Terje Skjerpen og Anders Rygh Swensen: Estimering av dynamiske utgiftssystemer med feiljusterings-mekanismer. 1992-60s. 90 kr ISBN 82-537-3792-0 |
| - 92/14 | Else Helena Flittig: Folketrygden Utviklingen fra 1967 til 1990. 1992-52s. 90 kr ISBN 82-537-3675-4 | - 92/29 | Charlotte Koren og Tom Kornstad: Typehusholdsmodellen ODIN. 1993-34s. 75 kr ISBN 82-537-3797-1 |
| - 92/16 | Petter Jakob Bjerve: Utviklingshjelp til offisiell statistikk i Bangladesh. 1992-22s. 75 kr ISBN 82-537-3683-5 | - 92/30 | Karl Ove Aarbu: Avskrivningsregler og leiepriser for kapital 1981-1992. 1993-50s. 75 kr ISBN 82-537-3807-2 |
| - 92/17 | Anne Brendemoen, Solveig Glomsrød og Morten Aaserud: Miljøkostnader i makroperspektiv. 1992-46s. 75 kr ISBN 82-537-3684-3 | - 93/1 | Naturressurser og miljø 1992. 1993-144s. 115 kr ISBN 82-537-3844-7 |
| - 92/18 | Ida Skogvoll: Folke- og bolig telling 1990 Dokumentasjon av kontroll- og opprettingsregler for skjemarkjennemerker. 1992-48s. 75 kr ISBN 82-537-3694-0 | - 93/1A | Natural Resources and the Environment 1992. 1993-154s. 115 kr ISBN 82-537-3855-2 |
| - 92/19 | Ida Skogvoll: Folke- og bolig telling 1990 Dokumentasjon av kodeopp-legget i Folke- og bolig telling 1990. 1992-27s. 75 kr ISBN 82-537-3695-9 | - 93/2 | Anne Brendemoen: Faktoretterspørsel i transportproduserende sektor. 1993-49s. 75 kr ISBN-82-537-3814-5 |
| - 92/20 | Tor Arnt Johnsen: Ressursbruk og produksjon i kraftsektoren. 1992-35s. 75 kr ISBN 82-537-3696-7 | - 93/3 | Jon Holmøy: Pleie- og omsorgstjenesten i kommunene 1989. 1993-136s. 100 kr ISBN 82-537-3811-0 |
| - 92/21 | Kurt Åge Wass: Prisindeks for ny enebolig. 1992-43s. 75 kr ISBN 82-537-3734-3 | - 93/4 | Magnar Lillegård: Folke- og bolig telling 1990 Dokumentasjon av de statistiske metodene. 1993-48s. 90 kr ISBN 82-537-3818-8 |
| - 92/22 | Knut A. Magnussen and Terje Skjerpen: Consumer Demand in MODAG and KVARTS. 1992-73s. 90 kr ISBN 82-537-3774-2 | - 93/5 | Audun Langørgen: En økonometrisk analyse av lønnsdannelsen i Norge. 1993-48s. 100 kr ISBN 82-537-3819-6 |
| - 92/23 | Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene 1975-1992. 1992-70s. 90 kr ISBN 82-537-3778-5 | | |
| - 92/24 | Pasientstatistikk 1991. 1992-76s. 90 kr ISBN 82-537-3780-7 | | |
| - 92/25 | Astrid Busengdal og Ole O. Moss: Avfallsstatistikk Prøveundersøkelse for kommunalt avfall og gjenvinning. 1992-37s. 75 kr ISBN 82-537-3782-3 | | |
| Nr. 92/26 | Nils Øyvind Mæhle: Kryssløpsdata og kryssløpsanalyse 1970-1990. 1993-230s. 140 kr ISBN 82-537-3783-1 | | |
| - 92/27 | Terje Erstad og Per Morten Holt: Selskapsbeskatning Analyse og statistikk. 1992-118s. 100 kr ISBN 82-537-3786-6 | | |



Returadresse:
Statistisk sentralbyrå
Postboks 8131 Dep.
N-0033 Oslo



Publikasjonen kan bestilles fra:

Statistisk sentralbyrå
Salg- og abonnementservice
Postboks 8131 Dep.
N-0033 Oslo

Telefon: 22 86 49 64
22 86 48 87
Telefax: 22 86 49 76

eller:
Akademika - avdeling for
offentlige publikasjoner
Møllergt. 17
Postboks 8134 Dep.
N-0033 Oslo

Telefon: 22 11 67 70
Telefax: 22 42 05 51

ISBN 82-537-3945-1
ISSN 0332-8422

Pris kr 90,00



Statistisk sentralbyrå
Statistics Norway

