

Interne notater

STATISTISK SENTRALBYRÅ

81/26

4. august 1981

MAFO - MAKROMODELL FOR FOLKETRYGDEN

MODELLENS ANALYTISKE UTFORMING

Av

Geir Arvid Lunde¹⁾

INNHold

	Side
I. Innledning	3
II. Beregning av antall alderspensjonister etter aktuelle kjennetegn ..	4
II.1. Bestanden av personer i de forskjellige grupper	6
II.2. Tilgang og avgang mellom de ulike grupper	7
II.3. Framskrivning av bestander	8
III. Framskrivning av pensjonistkullene	16
III.1. Bestandene som danner utgangspunkt for framskrivningene	16
III.2. Framskrivning av pensjonistkullene	18
IV. Budsjettslag for alderspensjon og skatt av pensjon	22
IV.1. Budsjettslag for de enkelte trygdeytelsene	23
IV.2. Skatteanslag	27
V. Virkninger av grunnbeløpsendringer	31
V.1. Beregning av middelbestander	31
V.2. Korreksjoner på budsjettslagene	32
VI. Estimering av overgangssannsynligheter	36
VII. Nærmere om noen av forutsetningene	39
VII.1. Overgang fra inntektstakere til uføre	39
VII.2. Overgang fra inntektstakere og personer uten poeng til etterlatte	41
VII.3. Overgang fra inntektstakere til grupper som ikke lenger tjener poeng	42
VIII. Sluttmerknad	43

1) Arbeidet er utført under et engasjement i Statistisk Sentralbyrå, økonomisk analysegruppe, i 1979 og deler av 1980.



I. Innledning

I dette notatet beskrives den analytiske utformingen av MAFO - Makromodell for Folketrygden. Arbeidet bygger på den skisse av modellen som ble gitt i "MAFO - Makromodell for Folketrygden" av Charlotte Koren, Rapporter 79/6 fra Statistisk Sentralbyrå, Oslo.

Formålet med modellen er å gi budsjettanslag for folketrygdens utgifter til alderspensjoner. Modellen kan også brukes til å beregne inntektsfordelingen blant pensjonister.

Modellen er av Markov-kjedetypen, dvs. at fordelingen av personer etter ulike kjennetegn bare avhenger av fordelingen året før og et sett estimerte overgangssannsynligheter.

I kap. II vises det hvordan antall personer som ikke er nådd pensjonsalderen framskrives til pensjonsalder. Personene i basisåret er gruppert etter kjennetegn som er bestemmende for de framtidige pensjoner. Ved overgang mellom gruppene i framskrivingsperioden bestemmes fordeling etter de samme kjennetegn i framtidige år.

Når et kull når pensjonsalder, bestemmes fordelingen av pensjonister etter de pensjonsbestemmende kjennetegn, og deretter framskrives de ved at det blir et frafall ved død. Dette innebærer at det totale antallet pensjonister i et årskull reduseres og at antall etterlatte pensjonister endres. Framskrivningen av pensjonister er vist i kapittel III.

For det året vi skal gi budsjettanslag, kan vi ved hjelp av den beregnede fordeling av pensjonister og de regler (størrelsen på de enkelte ytelser) som benyttes, beregne utgiftene til alderspensjoner. Reglene som benyttes er eksogene og kan varieres fritt av brukeren. Beregningsrutinene er beskrevet i kapittel IV, der det også er gitt rutiner for beregning av skatt på alderspensjoner.

I kapittel V gis korreksjoner på budsjettanslagene som må foretas hvis grunnbeløpet endres i løpet av året det skal gis anslag for.

Estimeringen av de enkelte parametere i modellen er dokumentert i kapittel VI. Estimeringen er gjort ved å ta gjennomsnittsverdien av de beregnede overgangshyppigheter for de 4 siste år det eksisterer data.

Noen av de sentrale forutsetninger i modellen er diskutert i kapittel VII.

II. Beregning av antall alderspensjonister etter aktuelle kjennetegn

Budsjettanslag for utgiftene til alderspensjoner i Folketrygden beregnes i MAFO (Makromodell for Folketrygden) ved at antall alderspensjonister etter bestemte kjennetegn beregnes i prognoseåret. Derved bestemmes de totale utgifter siden kjennetegnene entydig bestemmer pensjonen til enkeltpensjonistene.¹⁾

I bestandsmodellen i MAFO tas det sikte på å framskrive antall alderspensjonister etter de ønskede kjennetegn. Bestanden av pensjonister i prognoseåret består av to grupper, nemlig i) personer som i basisåret er pensjonister og ii) personer som vil bli pensjonister i løpet prognoseperioden. Disse gruppene vil bli behandlet separat i modellen, fordi datagrunnlaget er forskjellig for de to gruppene.

Her vil framskrivningen av gruppen ii) bli behandlet først.

Denne gruppen kan i basisåret inndeles i undergrupper etter forskjellige kjennetegn, nemlig:

- a) Personer som er i inntektsgivende arbeid i basisåret
- b) Uførepensjonister
- c) Etterlattepensjonister
- d) Personer uten poengopptjening i basisåret, men med poengopptjening i årene før
- e) Personer uten noen poengopptjening.

Vi har data for disse gruppene separat i basisåret. Oppgaven over a) og d) finnes i Rikstrygdeverkets poengregister, mens data for b) og c) finnes i pensjonsregisteret. Antall personer i gruppe e) kan beregnes residualt ved hjelp av Byråets befolkningsstatistikk.

Bestanden av personer innen disse undergruppene grupperes simultant etter de kjennetegn som er bestemmende for pensjonens størrelse. Det er følgende kjennetegn:

1) For en nærmere beskrivelse av MAFO se: Charlotte Koren: MAFO Makromodell for folketrygden. Rapport 79/6, Statistisk Sentralbyrå.

- i) fødselsår
- ii) poengopptjening
- iii) antall poengår, dvs. antall år med inntekt større enn grunnbeløpet
- iv) trygdetid
- v) familietype

For å forenkle modellen, og fordi data ikke inneholder alle disse kjennetegnene, vil vi gruppere bestandene i basisåret etter andre kjennetegn som under visse forutsetninger kan erstatte de foran nevnte. Bestandene vil bli gruppert simultant etter kjennetegnene:

- i) fødselsår (ofte betegnet som kull)
- ii) gjennomsnittlige pensjonspoeng
- iii) kjønn

Vi ser at istedenfor de enkelte årenes poeng og antall poengår er det tatt med gjennomsnittlige pensjonspoeng. Ved bruk av gjennomsnittlige pensjonspoeng til pensjonsberegninger istedenfor sluttpoengtallet, vil vi gjøre en feil, men fordi det reduserer antall kjennetegn ved pensjonistene, vil vi likevel velge å gjøre det på denne måten.¹⁾

Vi har sett bort fra trygdetid og antar i modellen at alle har full trygdetid. Det kan eventuelt gjøres korreksjoner i beregningene, hvis denne antakelsen ikke er holdbar.

Familietype er ikke tatt med som kjennetegn, fordi det ikke finnes data i RTV's poengregister for familietype. Familietyfordelingen vil bli anslått når personene blir pensjonister. Hvordan dette skal gjøres vil bli beskrevet senere.

I tillegg til de kjennetegn som er bestemmende for størrelsen på pensjonene er bestandene gruppert etter kjønn. Ved å ta med kjennetegnet kjønn kan modellen bl.a. brukes til å beregne inntektsfordelingen for pensjonister etter kjønn. I beskrivelsen nedenfor vil det ikke bli angitt kjønn, siden framskrivningen prinsipielt vil bli den samme for begge kjønn.

Vi skal nå beskrive hvordan framskrivningen av antall personer etter de nevnte kjennetegn vil bli utført i modellen. I modellen har vi data for de forskjellige utgangsbestandene i basisåret. Bestandene vil i løpet av perioden fram til pensjonsalder bli redusert ved dødsfall og ved overgang av personer til andre grupper, eller de vil bli økt ved overgang av personer fra andre grupper.

1) Se Charlotte Koren op.cit. s. 28-30

Vi skal nå se hvordan et kull utvikler seg fra basisåret til pensjonsalder. Vi starter med utgangsbestandene:

II.1 Bestanden av personer i de forskjellige grupper

I basisåret er antall personer fordelt etter kull og gjennomsnittlig pensjonspoeng. (Inndelingen i pensjonspoengintervaller er gitt nedenfor.) Gjennomsnittlig pensjonspoeng er gitt lik summen av antall opptjente pensjonspoeng dividert på antall mulige poengår.

Kjennetegnsverdiene er angitt ved fotskrifter. Kjennetegnsverdiene er:

k = alder i basisåret, $k = 57, 58, \dots, 66$ år

j = pensjonspoengintervall, $j = 1, 2, \dots, 16$

Tidspunktet er angitt ved toppskrift der:

T = år etter basisåret, $T = 0, 1, 2, \dots, 10^1)$

Da kan vi definere bestandene ved:

(II.1.1) $\Pi_{k,j}^T$ - antall personer i kull k og poengintervall j som fortsatt er i inntektsgivende arbeid i år T

(II.1.2) $U_{k,j}^T$ - antall personer i kull k og poengintervall j som er uførepensjonister i år T

(II.1.3) $E_{k,j}^T$ - antall personer i kull k og poengintervall j som er etterlattepensjonister i år $T^2)$

(II.1.4) $F_{k,j}^T$ - antall personer uten poengopptjening i år T , men med poengopptjening i årene før i kull k og poengintervall j

(II.1.5) A_k^T - antall personer uten pensjonspoeng i kull k i år T

(II.1.6) N_k^T - totalt antall personer i kull k i år T

Vi har at

$$(II.1.7) N_k^T = \sum_{j=1}^{16} (\Pi_{k,j}^T + U_{k,j}^T + E_{k,j}^T + F_{k,j}^T) + A_k^T$$

I basisåret har vi data for $\Pi_{k,j}^0$, $U_{k,j}^0$, $E_{k,j}^0$, $F_{k,j}^0$ og N_k^0 for alle j og k . Dermed kan A_k^0 beregnes residualt for alle kull.

1) Foreløpig er m.a.o. modellen utformet for bare opptil 10 prognoseår.

2) Med etterlattepensjonist menes her en person som faktisk vil arve ektefelles tilleggspensjon når pensjonsalderen nås.

Vi har valgt å dele inn i intervaller etter gjennomsnittlig pensjonspoeng. Dette er gjort på følgende måte:

P_b - gjennomsnittlig pensjonspoeng

P_j - grense for intervallene, der $P_j = 0,05, 1,0, \text{ osv. } \dots, 7,5, 8,33$, dvs. i alt 17 grenser eller 16 intervaller. Vi nummerer intervallene fortløpende fra det nederste til det øverste, slik at det første intervall får nr. 1, det andre 2, osv. opp til 16.

Når vi nå skal gruppere antall personer etter disse intervallene vil en person med gjennomsnittlig pensjonspoeng P_b falle i intervall j når:

$$(II.1.8) P_{j-1} < P_b < P_j \quad j = 1, 2, \dots, 16$$

Vi vil nå anta at antall personer innen hvert intervall fordeler seg rektangulært over intervallet. Dette vil få betydning for framskrivningen av antall personer etter pensjonspoeng. Jo mindre intervallene er, dess mindre drastisk vil denne forutsetningen være, fordi avviket mellom en faktisk kontinuerlig fordeling og intervallinndelingen med rektangulær fordeling vil avta med lengden på intervallene.

Vi vil nå se på hva som skjer i overgangen fra et år til neste, f.eks. fra år $T-1$ til år T .

II.2 Tilgang og avgang mellom de ulike gruppene

Avgang og tilgang av personer vil skje kontinuerlig i løpet av året. For vårt formål trenger vi kun bestanden på et tidspunkt av året. Vi velger å definere bestandene ved utgangen av hvert år. Vi kan da definere overgangsrater (eller overgangssannsynligheter) mellom de forskjellige gruppene. Dermed kan bestandene framskrives.

Vi vil anta at noen av overgangssannsynlighetene er null i modellen fordi de er "små". Vi antar at gruppen av personer i inntektsgivende arbeid reduseres ved overgang til andre grupper og ved død, men ikke får noen tilgang fra andre grupper. De andre gruppene får tilgang fra gruppen "i inntektsgivende arbeid". Etterlattegruppen vil dessuten få tilgang fra gruppen uten pensjonspoeng. Alle gruppene reduseres ved død. Nedenfor gis definisjoner av de enkelte overgangssannsynligheter.

- (II.2.1) $c_{k+T,j}$ - sannsynligheten for at en person i inntektsgivende arbeid i alder $k + T - 1$ og som er i poengintervall j i et år blir uførepensjonert i løpet av neste år.
- (II.2.2) $e_{k+T,j}$ - sannsynligheten for at en person i inntektsgivende arbeid i alder $k + T - 1$ og i poengintervall j et år blir etterlattpensjonist i det neste året.
- (II.2.3) a_{k+T} - sannsynligheten for at en person uten opptjente pensjonspoeng med alder $k + T - 1$ år skal bli etterlattpensjonist i løpet av neste år.
- (II.2.4) $f_{k+T,j}$ - sannsynligheten for at en person i inntektsgivende arbeid med alder $k + T - 1$ år og i poengintervall j et år skal falle ut av arbeidslivet i løpet av neste år.
- (II.2.5) d_{k+T} - sannsynligheten for at en person i alder $k + T - 1$ et år skal dø i løpet av neste år.

Vi skal nå se på hvordan bestandene kan framsskrives under våre forutsetninger. Vi ser her på overgangen fra år $T - 1$ til år T . Vi berregner de nye bestandene etter de samme kjennetegn som de gamle. Det er verdt å merke seg med en gang at poengintervallene vil endre seg hvis takten i inntektsutviklingen og takten i grunnbeløpsendringen er forskjellig. Vi vil behandle dette nærmere senere. Nå vil vi bare bemærke at selve grensene i intervallene kan forskyves, men at nummereringen av intervallene blir den samme. Vi skal nå se på hvordan de forskjellige bestandene kan beregnes.

II.3 Framskrivning av bestander

Først ser vi på bestanden av inntektstakere, som fra et år til neste reduseres ved at noen personer dør og at andre personer "går over til" andre grupper. Bestanden etter år T er gitt ved:

$$(II.3.1) \Pi_{k,j}^T = (1 - c_{k+T,j} - e_{k+T,j} - f_{k+T,j} - d_{k+T}). \Pi_{k,j}^{T-1}$$

Av (IV.1) ser vi at bestanden av inntektstakere reduseres ved at noen personer dør, noen blir uførepensjonister, noen blir etterlatte og noen faller ut av arbeidslivet ellers.

Bestanden av uførepensjonister et år vil bestå av de som var uførepensjonister året før minus de som dør i løpet av året og av nye uførepensjonister. Disse to gruppene vil bli framskrevet på forskjellig måte p.g.a. forskjellig inntektsopptjening.

Bestanden av uførepensjonister i år T består av de som var uføre før minus de som dør i løpet av år T:

$$(II.3.2) (U_{k,j}^T)^G = U_{k,j}^{T-1} (1-d_{k+T})$$

Bestanden av nye uførepensjonister i år T:

$$(II.3.3) (U_{k,j}^T)^N = \Pi_{k,j}^{T-1} \cdot c_{k+T,j}$$

Bestanden av "gamle" uførepensjonister er gruppert etter de opprinnelige pensjonspoengintervallene. De nye vil bli gruppert etter andre intervaller, hvis veksten i inntektsnivået er forskjellig fra veksten i grunnbeløpet.

Vi antar at alle inntektsgrupper har samme prosentvise vekst i inntekten. Hvis veksten i grunnbeløpet avviker fra veksten i inntekten (regnet i prosent), så vil gjennomsnittlig pensjonspoeng for en person som er et år lenger i arbeidslivet bli et annet enn en som blir uførepensjonert året før. Dette kan vises ved et eksempel:

- P_b - gjennomsnittlig pensjonspoeng t.o.m. basisåret
- h - vekstrate i nominell inntekt
- g - vekstrate i grunnbeløpet
- T - første år personen er uførepensjonist
- BUP^T - beregnet gjennomsnittlig pensjonspoeng for en person som uførepensjoneres i løpet av år T
- n - antall poengår t.o.m. basisåret
 $n = \text{Basisår} - 1967 + 1$

Beregnet poeng for år Θ etter basisåret

$$P^\Theta = \frac{I(1+h)^\Theta - G(1+g)^\Theta}{G(1+g)^\Theta} = \frac{I}{G} \left(\frac{1+h}{1+g}\right)^\Theta - 1 = (P_b + 1) \left(\frac{1+h}{1+g}\right)^\Theta - 1$$

$$P_b = \frac{I}{G} - 1 \Rightarrow \frac{I}{G} = P_b + 1$$

Beregnet gjennomsnittlig pensjonspoeng for uførepensjonist som uførepensjoneres i løpet av år T:

$$BUP^T = \frac{1}{n+T-1} (nP_b + \sum_{\Theta=1}^{T-1} [(P_b + 1) \left(\frac{1+h}{1+g}\right)^\Theta - 1])$$

Denne formelen vil bli nyttet til å korrigere intervallgrensene.

Intervallgrensene vil endres over tid på samme måte som gjennomsnittlig pensjonspoeng . Vi antar at alle grupper har samme vekst i inntekten. Vi kan nå beregne de nye intervallgrensene for uførepensjonistene. De personer som i basisåret hadde gjennomsnittlig pensjonspoeng i intervallet (P_{j-1}, P_j) vil få beregnet sitt endelige gjennomsnittlige pensjonspoeng (som tilnærming til sluttpoeng-tallet) etter det året de blir uførepensjonister. Det endelige gjennomsnittlige pensjonspoeng vil falle i intervallet (BUP_{j-1}^T, BUP_j^T) der

$$(II.3.4) \quad BUP_j^T = \frac{1}{n+T-1} (nP_j + \sum_{\Theta=1}^{T-1} [(P_j + 1) \left(\frac{1+h}{1+g}\right)^\Theta - 1])$$

før $T = 1, 2, \dots, 67-k-1$

og $j = 1, 2, \dots, 16$

Vi vil etter hvert år omregne antallet nye uførepensjonister som faller i de beregnede intervallene (BUP_{j-1}^T, BUP_j^T) til antallet som faller i de opprinnelige intervallene (P_{j-1}, P_j) . Dette vil bli gjort v.h.a. antakelsen om at antall personer, som er i hvert poengintervall, fordeler seg rektangulært over intervallet. Dette innebærer at antallet personer som skal inn i et opprinnelig intervall, er proporsjonalt med den delen av et nytt intervall som faller innenfor grensene til det opprinnelige intervallet i forhold til hele det nye intervallet.

Det første som må gjøres da er å finne hvilke nye intervaller som "overlapper" de gamle intervallene. Dette kan gjøres ved at vi starter med 1. intervall som går fra $0-P_1$ mens det nye vil gå fra $0-BUP_1^T$.

Da har vi:

Hvis $BUP_1^T > P_1$, så er

$$(II.3.5a) (U_{k,1}^T)^* = (c_{T+k,1} \cdot \Pi_{k,1}^{T-1}) \cdot \frac{P_1 - 0}{BUP_1^T - 0}$$

eller hvis $BUP_1^T < P_1 < BUP_2^T$, så er

$$(II.3.5b) (U_{k,1}^T)^* = c_{T+k,1} \cdot \Pi_{k,1}^{T-1} + c_{T+k,2} \cdot \Pi_{k,2}^{T-1} \cdot \frac{P_1 - BUP_1^T}{BUP_2^T - BUP_1^T}.$$

Hvis $BUP_1^T > P_1$ så vil neste skritt bli:

$BUP_1^T > P_1 \Leftrightarrow BUP_2^T > P_2$ og hvis $BUP_1^T < P_2$, så er

$$(II.3.6a) (U_{k,2}^T)^* = c_{T+k,1} \cdot \Pi_{k,1}^{T-1} \cdot \frac{BUP_1^T - P_1}{BUP_1^T} + c_{T+k,2} \cdot \Pi_{k,2}^{T-1} \cdot \frac{P_2 - BUP_1^T}{BUP_2^T - BUP_1^T}$$

eller hvis $BUP_1^T > P_2$ så er

$$(II.3.6b) (U_{k,2}^T)^* = c_{T+k,1} \cdot \Pi_{k,1}^{T-1} \cdot \frac{P_2 - P_1}{BUP_1^T}.$$

Hvis derimot $BUP_1^T < P_1$ gjelder, så vil neste skritt bli:

$$BUP_1^T < P_1 \Leftrightarrow BUP_2^T < P_2$$

Hvis $BUP_2^T > P_1$ og $BUP_3^T > P_2$, så er

$$(II.3.7) (U_{k,2}^T)^* = c_{T+k,2} \cdot \Pi_{k,2}^{T-1} \cdot \frac{BUP_2^T - P_1}{BUP_2^T - BUP_1^T} + c_{T+k,3} \cdot \Pi_{k,2}^{T-1} \cdot \frac{P_2 - BUP_2^T}{BUP_3^T - BUP_2^T}$$

$(U_{k,j}^T)^*$ = antall personer i kull k som uførepensjoneres i løpet av år T i opprinnelig poengintervall j.

(II.3.5a)–(II.3.7) er tatt med for å vise prinsippet i hvordan man i et regneprogram må gå fram for å omregne til andre grupper. Dessuten er det verdt å merke seg at alle med $BUP_j^T > 8,33$, vil falle i gruppen med øvre grense 8,33, siden 8,33 er høyeste sluttpoengtall som det regnes tilleggs-pensjon av.

Total antall uførepensjonister etter år T i kull k og poenggruppe j:

$$(II.3.8) U_{k,j}^T = (1-d_{T+k}) U_{k,j}^{T-1} + (U_{k,j}^T)^* \quad T=1,2,\dots,67-k-1$$

For gruppen av andre som ikke er i arbeidslivet vil det bli helt tilsvarende prosedyre som for uførepensjonister. Men omregning av intervallgrensene vil skje på grunnlag av BAP istedenfor BUP.

BAP er det "beregnete gjennomsnittlige pensjonspoeng" for andre som ikke er i inntektsgivende arbeid, der BAP er definert ved:

$$(II.3.9) BAP_j^T = \frac{1}{n+67-k-1} (nP_j + \sum_{\theta=1}^{T-1} [(P_j+1) (\frac{1+h}{1+g})^\theta - 1]), \quad \text{for } T=1,2,\dots,67-k-1$$

for gruppen som faller ut av arbeidslivet i løpet av år T, og som vil nå pensjonsalderen i år 67-k.

Nå kan $(F_{k,j}^T)^*$ beregnes for hvert år.

$(F_{k,j}^T)^*$ - antall personer i kull k som faller ut av arbeidslivet i løpet av år T i opprinnelige poenggruppering.

For gruppen etterlatte med arvet tilleggspensjon vil ikke egne poeng bli lagt til grunn ved pensjonsberegningene, men ektefellens. Siden vi ikke vet noe om ektefelles pensjonsopptjening i modellen, kan vi ikke framskrive denne gruppen på samme måte som de andre. Vi vet altså ikke noe om fordelingen etter ektefelles pensjenspoeng for personer som blir etterlattepensjonister. Vi kjenner fordelingen for de "gamle" etterlattepensjonistene fra basisåret. Vi vil anta at de nye etterlattepensjonistene har samme inntektsfordeling som de gamle, bortsett fra at veksten i inntekt og grunnbeløp vil endre intervallgrensene som er definert. Vi har da:

$$(II.3.10) (E_k^T)^N = \sum_j (\Pi_{k,j}^{T-1} e_{T+k,j}) + A_k^{T-1} \cdot a_{k+T}$$

og

$$(II.3.11) E_{k,j}^0 = i_{k,j}^0 E_k^0$$

der

$i_{k,j}^0$ - andelen av etterlatte med arvet tilleggspensjon i alder k som er i poenggruppe j i basisåret

Vi antar nå at hvis veksten i inntektsnivå og grunnbeløp er den samme så vil:

$$(II.3.12) \hat{i}_{k,j} = \frac{E_{k,j}^0}{\sum_j E_{k,j}^0}$$

Dermed blir:

$$(II.3.13) (E_{k,j}^T)^N = (E_k^T)^N \cdot \hat{i}_{k,j}$$

her er

$(E_{k,j}^T)^N$ - antall nye etterlatte med arvet tilleggspensjon i kull k og poenggruppe j i år T

På samme måte som for uføre vil etterlatte bli godskrevet poeng fram til pensjonsalder. De nye etterlatte et år vil ikke ha samme poengopptjening som de som allerede er etterlatte, fordi inntektsopptjeningen har foregått i et eller flere år mer for de nye etterlatte. Vi må derfor omregne intervallene på samme måte som for uføre. Vi benytter da følgende formel:

$$(II.3.14) \quad BEP_j^T = \frac{1}{n+T-1} (nP_j + \sum_{\theta=1}^{T-1} [(P_j+1) \left(\frac{1+h}{1+g}\right)^\theta - 1])$$

for $T = 1, 2, \dots, 10$

$j = 1, 2, \dots, 16$

V.h.a. (II.3.10) g samme prosedyre som beskrevet for uførepensjonistene, kan vi omregne nye etterlatte pensjonister etter de opprinnelige poengintervallene. Vi kan beregne totalt antall etterlatte i poengintervall j og kull k ved utgangen av år T ved:

$$(II.3.15) \quad (E_{k,j}^T)^* - \text{antall nye etterlatte i opprinnelig poengintervall } j \text{ og kull } k \text{ i år } T$$

Disse prosedyrene må gjentas hvert år t.o.m. år $67-k-1$. Alle personer i kull k vil bli alderspensjonister i løpet av år $67-k$, og de som har krav på det får godskrevet poeng t.o.m. år $67-k-1$.

Vi kan nå beregne den relative inntektsfordeling for de nye etterlatte i år T :

$$(II.3.16) \quad \hat{i}_{k,j}^T = i_{k,j-1}^o \cdot \frac{BEP_{j-1}^T - P_{j-1}}{BEP_{j-1}^T - BEP_{j-2}^T} + i_{k,j}^o \cdot \frac{P_j - BEP_{j-1}^T}{BEP_j^T - BEP_{j-1}^T}$$

Vi har her antatt av $h > g$ og $BEP_{j-1}^T < P_j$. Vi kan nå beregne antall nye etterlatte fordelt etter opprinnelige pensjonspoengintervall ved:

$$(II.3.17) \quad (E_{k,j}^T)^* = (E_k^T)^N \cdot \hat{i}_{k,j}^T$$

Totalt antall etterlatte ved utgangen av år T :

$$(II.3.18) \quad E_{k,j}^T = E_{k,j}^{T-1} (1-d_{k+T}) + (E_{k,j}^T)^*$$

Vi vil nå anta at de etterlatte som arver tilleggspensjon i gjennomsnitt er 3 år yngre enn ektefellen (som dør). Dette innebærer at vi må legge visse nye restriksjoner på beregningen av poengfordelingen for de nye etterlatte. Vi benytter (II.3.16) til beregning av den relative inntektsfordeling for pensjonister. Men når ektefellen til den etterlatte passerer 66 år, så vil det ikke bli noen ytterligere "forskyvning" i poengfordelingen. Dette betyr at alle nye etterlatte i et kull k der $k + T > 63$, vil ha samme relative poengfordeling som de nye etterlatte i kullet i det året kullet er i alder 63 år. Dvs. vi beregner $\hat{i}_{k,j}^T$ for alle $k + T \leq 63$. For $k + T_1 > 63$. For $k + T_1 > 63$ vil vi ha

$$(II.3.19) \quad \hat{i}_{k,j}^{T_1} \equiv \hat{i}_{k,j}^T \quad \begin{array}{l} \text{når } k + T = 63 \\ \text{og } k + T_1 > 63 \end{array}$$

Når vi så etter år $67-k-1$ skal fordele alle personene i kullet etter pensjonspoeng etter opprinnelig inndeling, er allerede gruppen av uførepensjonister, etterlatte og andre fordelt. Det gjenstår da å fordele de som har vært i inntektsgivende arbeid hele perioden fram til pensjonsalder. Prinsippet for fordeling av disse blir analog med det vi gjorde for de tre andre gruppene etter hvert år. Vi fordeler dem etter beregnede pensjonspoeng for yrkesaktive, BYP.

$$(II.3.20) \text{BYP}_j^{67-k} = \frac{1}{n+67-k-1} (nP_j + \sum_{\theta=1}^{67-k-1} [(P_j+1) (\frac{1+h}{1+g})^\theta - 1]).$$

Vi bruker BYP_j^{67-k} til å fordele denne gruppen etter opprinnelige poengintervaller. Vi får da beregnet $(\Pi_{k,j}^{67-k})^*$.

$(\Pi_{k,j}^{67-k})^*$ - antall personer i kull k og opprinnelig poenggruppe j ved utgangen av år $67-k$, som har vært i inntektsgivende arbeid til de når pensjonsalder.

III. Framskriving av pensjonistkullene

I kap. II ble det vist hvordan et fødselskull av personer ble framskrevet i MAFO (Makromodell for Folketrygden). Denne framskrivingen ble foretatt fram til pensjonsalderen. Vi skal nå vise hvordan et kull framskrives fra år til år i perioden de er alderspensjonister.

Vi kjenner fordelingen av personer etter gjennomsnittlige pensjonspoeng for året før de blir pensjonister. For å beregne ytelsene de har krav på, må vi også fordele personene etter familietyper. Vi har ikke data for familietypefordelingen for kull som blir alderspensjonister i prognoseperioden. For kull som allerede er pensjonister kjenner vi fordelingen etter familietyper i basisåret. Vi vil bruke dette til å beregne familietypefordelingen når kullene framskrives.

Vi fordeler også kullene etter kjønn. Dette kjennetegnet vil ikke bli markert med fotskrift, siden framskrivingen blir helt lik for begge kjønn, bortsett fra at størrelsen på de enkelte overgangssannsynligheter ikke er de samme for begge kjønn.

III.1 Bestandene som danner utgangspunkt for framskrivningene

I år (T-1) vil vi ha bestanden av inntektstakere, uføre, "andre som er falt ut av arbeidslivet" og etterlatte i et kull k (k = alder i basisåret) fordelt etter gjennomsnittlige pensjonspoeng (og kjønn). Når kullet blir 67 år vil de bli alderspensjonister. Det kullet som i løpet av år T vil bli alderspensjonister, var i basisåret i alder $k = 67 - T$.

Disse er ved utgangen av år T-1 gruppert i bestandene:

(III.1.1) $\Pi_{k,j}^{T-1}$ - antall inntektstakere i kull k og poengintervall j ved utgangen av år T-1

- (III.1.2) $U_{k,j}^{T-1}$ - antall uførepensjonister i kull k og poengintervall j ved utgangen av år $T-1$
- (III.1.3) $E_{k,j}^{T-1}$ - antall etterlatte med arvet tilleggspensjon i kull k og poengintervall j ved utgangen av år $T-1$.
- (III.1.4) $F_{k,j}^{T-1}$ - antall personer uten poengopptjening i år $T-1$, men som har tjent poeng tidligere i kull k og poengintervall j ved utgangen av år $T-1$
- Dessuten kjenner vi totalt antall personer i kullet, N_k^{T-1} , da kan vi definere:
- (III.1.5) A_k^{T-1} - antall personer uten pensjonspoeng i kull k ved utgangen av år $T-1$
- For et kull k_1 ($k_1 > 67-T$) av alderspensjonister i år $T-1$ har vi bestanden:
- (III.1.6) $Y_{k_1,j,i}^{T-1}$ - antall alderspensjonister i kull k_1 , poengintervall j og familietype i ved utgangen av år $T-1$

Familietypen etterlatt med arvet tilleggspensjon vil bli behandlet anderledes enn de andre familietyperne, fordi en person som arver tilleggspensjon, vil bli gruppert etter arvet pensjonspoeng istedenfor eget pensjonspoeng. Dette innebærer at fordelingen etter pensjonspoeng endres også i den perioden kullet er pensjonister. Vi vil anta at en fast andel av pensjonistene i hvert poengintervall på hvert alderstrinn, vil bli etterlattepensjonister i løpet av et år. Vi går nå over til å se på framskrivningen av pensjonistkullene.

III.2 Framskrivning av pensjonistkullene

De som er alderspensjonister et år, var året før enten alderspensjonister eller de var i kull som ennå ikke hadde nådd pensjonsalderen. Vi vil anta at alle personer vil motta alderspensjon f.o.m. det året de fyller 67 år. Vi ser i første omgang bort fra at personer kan vente med å "ta ut" alderspensjon. Dette innebærer at antall alderspensjonister i alder 67-69 år blir noe høyere i modellen enn i virkeligheten. Dessuten vil vi også se bort fra den poengopptjening personer som venter med "å ta ut" alderspensjon, vil ha i perioden de venter. Dette innebærer at poengfordeling i modellen vil ha flere personer i lave poengintervaller enn det som vil bli realisert i praksis.

Vi går nå over til å se på framskrivningsprosedyrene. Vi ser først på kullet av nye pensjonister. I år $T-1$ vil vi ha fordelt gruppene inntektstakere, uførepensjonister, personer uten poengopptjening og etterlatte etter gjennomsnittlige pensjonspoeng. Dessuten kjenner vi antall personer uten pensjonspoeng.

Nå vil kullet bli redusert ved død, og dessuten vil det skje en endring i inntektsfordelingen p.g.a. at noen i kullet "arver" ektefelles pensjonspoeng. Dermed kan vi beregne antall nye pensjonister i år T som ikke er etterlatte ved:

$$(III.2) \quad Y_{k,j}^T = (\Pi_{k,j}^{T-1}) (1 - d_{k+T} - e_{k+T,j}) + (U_{k,j}^{T-1} + F_{k,j}^{T-1}) (1 - d_{k+T})$$

for $k = 67-T$

$j = 57, 58, \dots, 66$

$T = 1, 2, \dots, 10$

Her er

$e_{k+T,j}$ - sannsynligheten for at en person i poengintervall j og alder $k+T-1$ ved utgangen av et år skal bli "etterlatt med arvet tilleggspensjon" i løpet av neste år.

a_{k+T} - sannsynligheten for at en person uten poengopp-tjening i alder $k+T-1$ ved utgangen av et år skal bli "etterlatte med arvet tilleggspensjon" i løpet av neste år.

$\hat{i}_{k+T,j}$ - andelen av nye etterlatte i alder $k+T$ i poenggruppe j

Vi kan beregne totalt antall etterlatte i år T ved:

$$(III.2.2) \quad E_{k,j}^T = E_{k,j}^{T-1}(1-d_{k+T}) + [(a_{k+T}A_k^{T-1} + \sum_j e_{k+T,j}$$

$$\prod_{k,j}^{T-1} \hat{i}_{k+T,j}]$$

Dessuten kan vi beregne antall uten pensjonspoeng etter år T ved:

$$(III.2.3) \quad A_k^T = A_k^{T-1}(1-d_{k+T} - a_{k+T})$$

Det gjenstår nå å fordele pensjonistene etter familietyper. Vi har allerede beregnet antallet i familietypen "etterlatte med arvet tilleggspensjon". Resten av kullet må fordeles i de 3 gjenstående familietyperne:

- 1) Enslig pensjonist eller pensjonist med selvforsørgende ektefelle.
- 2) Pensjonist gift med pensjonist.
- 3) Gift pensjonist som forsørger ektefelle.

Vi antar at den aldersbetingede marginale fordeling etter familietype holder seg konstant i prognoseperioden, når vi ser bort fra etterlatte. Vi kan dermed utnytte at vi kjenner fordelingen etter familietyper for pensjonistkull fra året før. Dermed kan vi beregne familietype andeler v.h.a.:

$$(III.2.4) \quad \hat{m}_{k+T,i} = \frac{\sum_j Y_{k+1,j,i}^{T-1}}{\sum_j \sum_i Y_{k+1,j,i}^{T-1}} \quad i \neq 4$$

Her er

$\hat{m}_{k+T,i}$ - andel av alderspensjonister som ikke er "etterlatte" i alder $k+T$ som er i familietype i .

Ved hjelp av (III.2.4) kan vi beregne den marginale fordeling etter familietype for alle kull og år. Det gjenstår å beregne den simultane fordeling etter pensjonspoengintervall og familietype. Vi vil gjøre denne beregningen for hvert kull ved å bruke den simultane fordelingen for kullet, som er et år eldre. Vi bruker fordelingen for det eldre kullet fra året før, dvs. når det eldre kullet var i samme alder for det kullet vi skal gjøre beregninger for. Vi fordeler det nye kullet etter den samme simultane fordeling som det "gamle" kullet hvis det er like mange personer i poengintervallet. Hvis det er forskjeller fordeler vi forskjellen som den marginale familietype fordeling innen hver poengintervall. dette kan vises ved (III.2.5).

$$(III.2.5) \quad Y_{k,j,i}^T = Y_{k,j,i}^{T-1} + [Y_{k,j}^T - Y_{k+1,j}^{T-1}] \hat{m}_{k+T,i}$$

for $k = 57, 58, \dots, 90,$

$i = 1, 2, 3$

$T = 0, 1, 2, \dots, 10,$

$j = 1, 2, \dots, 16$

$k+T \geq 67 \dots$

Dermed er den simultane fordeling etter pensjonspoengintervall, familietype og kull gitt ved (III.2.5), (III.2.2) og (III.2.3).

For et kull, k_1 , som var pensjonister i år $T-1$ får vi tilsvarende beregninger. Antall alderspensjonister i kull k_1 etter pensjonspoeng i år T er gitt ved:

$$(III.2.6) \quad Y_{k_1,j}^T = Y_{k_1,j}^{T-1} (1 - d_{k_1+T} - e_{k_1+T,j})$$

Antall etterlatte i kull k_1 etter pensjonspoeng i år T :

$$(III.2.7) \quad E_{k_1,j}^T = E_{k_1,j}^{T-1} (1 - d_{k_1+T}) + [a_{k_1+T} A_{k_1}^{T-1} + \sum_j e_{k_1+T,j} \cdot Y_{k_1,j}^{T-1}] \hat{i}_{k_1+T,j}$$

De øvrige beregningene blir som for det nye kullet k .

Til slutt skal bare bemerkes at for beløpsberegningene i MAFO, vil vi benytte middelbestanden av alderspensjonistene. Middelbestanden beregnes som det aritmetiske gjennomsnitt av bestanden ved begynnelsen og ved slutten av året:

Middelbestanden av alderspensjonisten med poengopptjening i år T :

$$(III.2.8) \quad \bar{Y}_{k,j,i}^T = \frac{1}{2}(Y_{k,j,i}^{T-1} + Y_{k,j,i}^T)$$

For kull som blir pensjonister i år T er $Y_{k,j,i}^{T-1} = 0$

Middelbestanden av alderspensjonister uten poengopptjening i år

T er gitt ved:

$$(III.2.9) \quad \bar{A}_{k,i}^T = \frac{1}{2}(A_{k,i}^{T-1} - A_{k,i}^T).$$

Dessuten vil vi ha familietype fordelingen for alderspensjonister uten pensjonspoeng gitt ved:

$$(III.2.10) \quad \hat{n}_{k+T,i} = \frac{A_{k+1,i}^{T-1}}{\sum_i A_{k+1,i}^{T-1}}.$$

Dermed har vi alle bestander som inngår i beregningene av budsjettanslag i MAFO.

IV. Budsjettanslag for alderspensjon og skatt av pensjon

Budsjettanslagene for alderspensjon og skatter blir gjort på grunnlag av beregninger som gjøres i MIFO (Mikromodell for folketrygden) og i MAFO's bestandsmodell.

I MIFO beregnes størrelsen av de ulike pensjonsytelsene i alderspensjonen. MIFO-versjonen som brukes i MAFO er noe omarbeidet i forhold til den opprinnelige versjon, idet ytelsene beregnes for enkeltpensjonister og ikke for pensjonistektepar samlet. Størrelsen på ytelsene avhenger av følgende kjennetegn:

i) Familietype, med følgende verdier:

1. Enslig pensjonist og pensjonist gift med selvforsørgende ektefelle
2. Pensjonist gift med pensjonist
3. Pensjonist som forsørger ektefelle
4. Etterlatt pensjonist med arvet tilleggspensjon

- ii) Gjennomsnittlig pensjonspoeng
Inndeling: se under kjennetegnbeskrivelse i bestandsmodellen.¹⁾
- iii) Kull (fødselsår)
- iv) Regel (ytelsessatser m.v.)
Et arkiv av historiske regler og regler for prognoseårene.

I MIFO kan det også beregnes skatter etter forskjellige regler. Skattene for pensjonistektepar blir beregnet samlet, siden det ikke er mulig å beregne dem separat p.g.a. eventuell felles ligning.

Bestandsmodellen beregner antall pensjonister ved utgangen av året etter de samme kjennetegn som i MIFO, dvs. familietype, gjennomsnittlig pensjonspoeng, kull og år. Antallet pensjonister etter gjennomsnittlig pensjonspoeng, blir inndelt i poengintervaller fra (0-0.5,) (0.5-1.0),.....,(7.5, 8.33) og pensjonister uten pensjonspoeng.

Budsjettanslagene for et år vil bli gitt ved å multiplisere beløpet på pensjonsytelsen med middelbestanden av pensjonister, som har krav på vedkommende ytelse (dvs. har den samme kjennetegnskombinasjonen som ytelsen er regnet ut etter).

IV.1 Budsjettanslag for de enkelte trygdeytelsene

i) Grunnpensjon

Størrelsen på grunnpensjon avhenger av familietype og den regel som benyttes. I MIFO beregnes:

$$Gp_i^T - \text{grunnpensjon etter familietype og regel.}$$

1) Se kap. II. 1 side 6.

Bestandsmodellen i MAFO gir:

\bar{Y}_i^T - antall pensjonister etter familietype midt i år T
(middelbestanden i år T).

$$(IV.1.a) \quad \bar{Y}_i^T = \sum_{kj} \bar{Y}_{kj,i}^T + \sum_k \bar{A}_{k,i}^T$$

Vi har her satt

$$(IV.1.b) \quad \bar{Y}_{k,j,4}^T \equiv \bar{E}_{k,j}^T$$

Dvs. bestanden av etterlatte inngår som familietype 4 i alderspensjonistbestanden.

Budsjettanslag for grunnpensjon i år t:

$$(IV.1.2) \quad BG_p^T = \sum_i \bar{Y}_i^T \cdot G_{pi}^T$$

der

BG_p^T - budsjettanslag grunnpensjon i år T.

ii) Forsørgertillegg

Størrelsen på forsørgertillegg avhenger av familietype og den regel som benyttes:

MIFO gir:

$G_{hb}_i^T$ - forsørgertillegg etter familietype og regel.

Bestandsmodellen beregner:

\bar{Y}_i^T

Budsjettanslag forsørgertillegg i år T:

$$(IV.1.3) \quad BGhb^T = \sum_i Ghb_i^T \cdot \bar{Y}_i^T$$

der

$BGhb^T$ - budsjettanslag forsørgertillegg i år T.

iii) Tilleggspensjon

Størrelsen på tilleggspensjonen avhenger av sluttpoengtall, kull og den regel som benyttes:

MIFO gir:

$Tp_{k,j}^T$ - tilleggspensjon etter kull, sluttpoengtall og regel.

Bestandsmodellen gir:

$\bar{Y}_{k,j}^T$ - antall pensjonister etter kull og gjennomsnittlige pensjonspoeng¹⁾ i midten av år T.

$$(IV.1.4) \quad \bar{Y}_{k,j}^T = \sum_i \bar{Y}_{k,j,i}^T$$

Budsjettanslag tilleggspensjon:

$$(IV.1.5) \quad BT^T = \sum_{kj} \bar{Y}_{k,j}^T \cdot Tp_{k,j}^T$$

der

BT^T - Budsjettanslag tilleggspensjon i år T.

1) Gjennomsnittlige pensjonspoeng brukes som tilnærming for sluttpoeng-tallet. For en nærmere diskusjon se: Charlotte Koren: MAFO. Makro-modell for Folketrygden. Rapporter 79/6, Statistisk Sentralbyrå, 1979 kap. V.5.

iv) Særtilllegg

Særtillegget avhenger av familietype, sluttpoengtall (gjennomsnittlig pensjonspoeng), kull og den regel som benyttes.

MIFO gir:

$S_{k,j,i}^T$ - særtillegg etter kull
sluttpoengtall,
familietype og regel.

Bestandsmodellen gir:

$\bar{Y}_{k,j,i}^T$ - antall pensjonister etter kull gjennomsnittlige pensjonspoeng og familietype i år T.

$$(IV.1.6) \quad \bar{Y}_{k,j,i}^T = \frac{1}{2}(Y_{k,j,i}^{T-1} + Y_{k,j,i}^T)$$

Budsjettanslag særtillegg:

$$(IV.1.7) \quad BS^T = \sum_{kji} \bar{Y}_{k,j,i}^T \cdot S_{k,j,i}^T$$

der

BS^T - budsjettanslag særtillegg i år T.

v) Kompensasjonstillegg

Kompensasjonstillegget avhenger av familietype og regel.

MIFO gir:

Kt_i^T - kompensasjonstillegg etter familietype og regel.

Bestandsmodellen gir:

\bar{Y}_i^T

Budsjettanslag kompensasjonstillegg:

$$(IV.1.8) \quad BKt^T = \sum_i \bar{Y}_i^T \cdot Kt_i^T$$

der

BKt^T - budsjettanslag kompensasjonstillegg i år T.

vi) Sum alderspensjon

Sum alderspensjon avhenger av familietype, sluttpoengtall, kull og de regler som benyttes.

Budsjettanslag fåes ved å addere de enkelte budsjettanslagene:

$$(IV.1.9) \quad BA^T = BGp^T + BGhb^T + BTp^T + BS^T + BKt^T$$

der

BA^T - budsjettanslag totale utgifter til alderspensjon i år t.

IV.2. Skatteanslag

Skatteberegningene i MIFO omfatter bare pensjonsinntektene, slik at all inntekt som pensjonister eller deres ektefeller har utenom pensjoner, ikke blir med i skattegrunnet. Videre inngår ikke andre skattefradrag enn klassefradrag, minstepfradrag og oppgjørsfradrag. Dette innebærer at nivået på skatteanslagene for disse grupper antakelig vil bli for lavt. Hvis vi derimot ser på forskjeller i skatt mellom to (eller flere) alternativer trygderegler, er det grunn til å anta at selve forskjellen som beregnes i modellen, vil ligge nærmere det som vil bli realisert.

I første rekke tas det derfor sikte på å beregne endringen i skatteinngangen som følge av endringer i utmålingsreglene for trygd.

Men også endringen i skattene fra et år til neste vil være beheftet med feilkilder. I tillegg til den feil som gjøres ved at det sees bort i fra andre inntekter enn pensjoner, vil bestanden endres fra et år til neste. De nye pensjonistene kan ha et annet inntektsmønster i de andre inntektene enn de som er falt ut. Dermed vil heller ikke endringen i skatt som beregnes i modellen, være pålitelig.

En ytterligere kompliserende faktor i skatteberegningen er at ektefeller lignedes sammen. I MIFO er det forutsatt at for pensjonistekte-

par er det bare én av ektefellene som har tilleggspensjon. Hvis denne forutsetningen er riktig, vil det ikke være særlig problematisk å beregne skatteanslag for pensjonsinntekt. Men er forutsetningen uholdbar, slik at det er tilfeller der begge ektefeller har tilleggspensjon av noen størrelse (større enn særtillegget), så vil det oppstå store problemer med å beregne pålitelige skatteanslag. Vi kan ikke beregne skatteanslagene slik som beskrevet under, hvis forutsetningen ikke er holdbar.

Skatteanslag

Alle familietyper:

MIFO gir:

$SA_{k,j,i}^T$ - skatt på alderspensjon etter familietype skattepoeng-tall og kull i år T.

$SA_{k,i}^T$ - Skatt på alderspensjon for alderspensjonist uten pensjonspoeng etter familietype og kull i år T.

Bestandsmodellen beregner:

$\bar{Y}_{k,j,i}^T$ - antall alderspensjonister etter familietype, sluttpoeng snittlige pensjonspoeng og kull i år T.

$\bar{A}_{k,j,i}^T$ - antall alderspensjonister uten pensjonspoeng etter familietype og kull i år T.

Skatt på alderspensjon kan nå beregnes ved:

$$(IV.2.1) \quad BSA_{1,3,4}^T = \sum_{kji} \bar{Y}_{k,j,i}^T \cdot SA_{k,j,i}^T + \sum_{ki} \bar{A}_{k,i}^T \cdot SA_{k,i}^T \quad \text{for } i \neq 2$$

Her er

$BSA_{1,3,4}^T$ - Anslag for skatt på alderspensjoner for alle familietyper unntatt pensjonistektepar.

Vi vil nå vise at (III.1) ikke gjelder for familietyper pensjonistektepar. Vi setter $i=2$ for familietyper "pensjonist gift med pensjonist".

Anta nå at j_k er høyeste pensjonspoengintervall en pensjonist gift med annen pensjonist i kull k kan "være i" for å ha minstepensjon. (Minstepensjon er alle pensjonsytelser fullt ut unntatt tilleggspensjon.) Vi kan nå utforme en nødvendig, men ikke tilstrekkelig betingelse for at forutsetningen skal være gyldig:

$$(IV.2.2a) \quad \left(\sum_k \bar{A}_{k,2}^T + \sum_k \sum_{j=1}^{j_k} \bar{Y}_{k,j,2}^T \right)^K \geq \left(\sum_k \sum_{j_k+1}^{16} \bar{Y}_{k,j,2}^T \right)^M$$

$$(IV.2.2b) \quad \left(\sum_k A_{k,2}^T + \sum_k \sum_{j=1}^{j_k} \bar{Y}_{k,j,2}^T \right)^M \geq \left(\sum_k \sum_{j_k+1}^{16} \bar{Y}_{k,1,2}^T \right)^K$$

Toppskrift K står for kvinner og M for menn. (IV.2.2a) sier at antall kvinner (i familietype 2) med tilleggspensjon mindre enn særtillegget må være større enn eller lik antall menn med tilleggspensjon større enn særtillegget. (IV.2.2b) sier at antall menn (i familietype 2) med tilleggspensjon mindre enn særtillegget må være større enn eller lik antall kvinner med tilleggspensjon større enn særtillegget.

Selv om (IV.2.2a) og (IV.2.2b) gjelder kan vi ikke vite om forutsetningen om at minst en av ektefellene er minstepensjonist, er oppfylt uten å undersøke spesielt. Men vi vil i modellen anta at forutsetningen er oppfylt, når (IV.2.2a) og (IV.2.2b) er oppfylt.

Til beregning av skatteanslag i MIFO trenger vi bare den ene ektefelles pensjonspoeng.

MIFO beregner:

$SA_{,2}^T$, $SA_{k,j,2}^T$ som er definert ved:

SA_2^T - Skatt på pensjonsinntekt for pensjonistektepar der begge er minstepensjonister.

$SA_{k,j,2}$ - Skatt på pensjonsinntekt for pensjonistektepar der den ene ektefelle har tilleggspensjon større enn særtillegget og den andre er minstepensjonist.

Fra bestandsmodellen har vi:

$$\bar{Y}_{k,j,2}, \bar{A}_{k,2}$$

Vi kan ved hjelp av de regler som gjelder i år T, beregne de poengintervall j_k , som er det høyeste poengintervall en pensjonist gift med pensjonist "kan være i" for å ha minstepensjon. Dermed kan vi beregne antall ektepar der en av ektefellene har tilleggspensjon større enn særtillegget:

$$(IV.2.3) \quad \left(\sum_k \sum_{j=1}^{j_k} \bar{Y}_{k,j,2}^{-T} \right)^K + \left(\sum_k \sum_{j=1}^{j_k} Y_{k,j,2}^T \right)^M$$

Antall pensjonistektepar der begge ektefeller er minstepensjonister:

$$(IV.2.4) \quad \left(\sum_k \bar{A}_{k,2}^{-T} + \sum_k \sum_{j=1}^{j_k} \bar{Y}_{k,j,2}^{-T} \right)^M - \left(\sum_k \sum_{j_k+1}^{16} \bar{Y}_{k,j,2}^{-T} \right)^K \cdot 2$$

Skatteanslaget for pensjonistektepar kan nå beregnes ved:

$$(IV.2.5) \quad BSA_{i=2}^T = \sum_k \sum_{j_k+1}^{16} \left((\bar{Y}_{k,j,2}^{-T})^M + (\bar{Y}_{k,j,2}^{-T})^K \right) SA_{k,j,2}^T \\ + \left[\left(\sum_k \bar{A}_{k,2}^{-T} + \sum_k \sum_{j=1}^{j_k} \bar{Y}_{k,j,2}^{-T} \right)^M - \left(\sum_k \sum_{j_k+1}^{16} \bar{Y}_{k,j,2}^{-T} \right)^K \right] SA_2^T$$

Skatteanslag alderspensjonister totalt:

$$(IV.2.6) \quad BSA^T = BSA_{1,3,4}^T + BSA_2^T$$

2) Vi antar at $\left(\sum_{k j > j_k} Y_{k,j,2}^T \right)^M > \left(\sum_{k j > j_k} Y_{k,j,2}^T \right)^K$ dvs. at antall menn i familietype 2 med tilleggspensjon større enn særtillegget, er høyere enn antall kvinner med tilleggspensjon større enn særtillegget.

V. Virkninger av grunnbeløpsendringer

Grunnbeløpet kan som kjent bli endret ved Stortingsvedtak i løpet av et år. Virkningene av en grunnbeløpsendring vil avhenge av hvilket tidspunkt den kommer på, hvor stor endringen er, hvor stor ytelsen er i utgangspunktet og hvordan pensjonistbestanden endrer seg i løpet av året.

Hvis vi antar, som vi gjør i MAFO, at antallet pensjonister øker lineært for nye pensjonistkull og avtar lineært for "gamle" kull, så kan vi beregne den feil som gjøres ved at middelbestanden av pensjonister og gjennomsnittlig grunnbeløp legges til grunn ved beregning av budsjettanslagene for de enkelte pensjonsytelser.

Vi kan da dele året inn i perioder der grunnbeløpet er konstant. Da kan budsjettanslagene beregnes for hver periode og til slutt summeres, slik at budsjettanslag for hele året framkommer. Dette vil være i tråd med det som faktisk skjer ved pensjonsutbetalingene. Dette fordrer naturligvis at brukeren av modellen kjenner størrelsen på grunnbeløpsendringen og tidspunktet for endringen. Vi vil her kun se tilfellet med én grunnbeløpsendring pr. år. Det har vært vanlig at grunnbeløpet er blitt endret én gang i løpet av et år. En gang har det blitt endret to ganger.

I de periodene grunnbeløpet er konstant kan vi beregne middelbestanden av pensjonister. Middelbestanden sammen med gjeldene regler for ytelser i folketrygden, brukes til å beregne budsjettanslag for perioden. Vi skal nå se på hvordan korreksjonspostene kan beregnes.

V.1. Beregning av middelbestander.

Året deles inn i 12 perioder, dvs. at hver periode er en måned. Vi vil da ha 13 tidspunkter i hvert år:

$$(V.1.1) \quad t = 0, 1, 2, \dots, 12, \text{ der } t \text{ er tidspunkt i året.}$$

Med de forutsetninger som er gjort om pensjonistbestandenes bevegelse i løpet av et år, er det nå mulig å beregne bestanden på et hvert tidspunkt t i året under de forutsetninger vi har gjort.

Vi har

$Y_{k,j,i}^T(t)$ - antall pensjonister i kull K , poenggruppe j og familietype i på tidspunkt t i år T .

Vi kjenner $Y_{k,i,j}^T(t)$ for $t = 0$ og $t = 12$, som er beregnet i bestandsmodellen. Da vil antall pensjonister etter de samme kjennetegn på tidspunkt t være gitt ved:

$$(V.1.2) \quad Y_{k,j,i}^T(t) = \frac{Y_{k,j,i}^T(0) - Y_{k,j,i}^T(12)}{12} \cdot t + Y_{k,j,i}^T(0)$$

På samme måte kan middelfolkemengden i perioden fra $t=t_0$ til $t=t_1$ beregnes ($t_0 < t_1$):

$$(V.1.3) \quad \bar{Y}_{k,j,i}^T(t_0, t_1) = \frac{Y_{k,j,i}^T(0) - Y_{k,j,i}^T(12)}{12} \cdot \frac{1}{2}(t_0 + t_1) + Y_{k,j,i}^T(0)$$

der

$\bar{Y}_{k,j,i}^T(t_0, t_1)$ - middelbestand av pensjonister (etter de kjente kjennetegn) i perioden t_0 til t_1 i år T .

Vi kan nå bruke dette til beregning av korreksjoner på budsjettanslag for de enkelte ytelser.

V.2. Korreksjoner på budsjettanslagene

Vi vil innskrenke oss til å se på virkning av én grunnbeløpsendring pr. år. Anta at grunnbeløpet endres på tidspunkt t fra G til $G(1+p)$.

i) Korreksjon grunnpensjon

Budsjettanslag for grunnpensjon beregnet i MAFO, blir:

$$(III.1.1.) \quad (BG_p^T) = \frac{1}{2} \sum_i (Y_i^T(0) + Y_i^T(12)) (1-Z^1 \cdot gf) \bar{G}$$

Her er

$$Z^1 = \begin{cases} 1 & \text{hvis familietype, pensjonist gift med pensjonist} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

gf - ektefellefratrekk regnet i prosent av grunnbeløpet

\bar{G} - gjennomsnittlig grunnbeløp

$$(V.2.1) \quad \bar{G} = \frac{G \cdot t}{12} + \frac{G(1+p)(12-t)}{12}$$

Hvis vi isteden beregnet budsjettanslaget ved å benytte middelbestanden i den perioden grunnbeløpet er konstant, får vi:

$$(V.2.3) \quad (BG_p^T)^* = \sum_i (Y_i^T(0) - \frac{Y_i^T(0) - Y_i^T(12)}{12} \cdot \frac{t}{2}) (1-Z^1 gf) \frac{Gt}{12} \\ + \sum_i (Y_i^T(0) - \frac{Y_i^T(0) - Y_i^T(12)}{12} (\frac{t+12}{2})) (1-Z^1 gf) \frac{G(1+p)(12-t)}{12}$$

Ved å sette inn for \bar{G} fra (V.2.2) i (V.2.1) kan vi beregne avviket mellom de to metodene ved å trekke (V.2.1) fra (V.2.3). Ved å regne om på uttrykket som framkommer blir det:

$$(V.2.4) \quad (BG_p^T)^* - (BG_p^T) = G \cdot p \frac{t}{2} \frac{(t-12)}{12} \sum_i (1-Z^1 gf) \left(\frac{Y_i^T(0) - Y_i^T(12)}{12} \right)$$

Av (V.2.4) ser vi at for $p > 0$ (som vi antar er eneste mulige verdi for p) vil uttrykket bli negativt hvis $\sum_i (Y_i^T(0) - Y_i^T(12)) > 0$ og positivt når $\sum_i (Y_i^T(0) - Y_i^T(12)) < 0$ når $t \neq 0$ og $t \neq 12$. Dette innebærer at hvis $Y^{T-1} (= Y^T(0)) < Y^T$, altså hvis antall pensjonister ved utgangen av år $T-1$ er mindre enn ved utgangen av år T , så vil uttrykket bli positivt og vise versa.

(V.2.4) kan brukes til å korrigere budsjettanslagene i MAFO ved å addere (V.2.4) til budsjettanslaget.

ii) Korreksjon tilleggspensjon

Korreksjon for budsjettanslag for tilleggspensjon må ta hensyn til poengopptjeningen for kullene, dvs. at hvert kull må korrigeres separat og så summeres. Dessuten må hver poenggruppe innen hvert kull korrigeres separat da $T_{p_{k,j}}$ er tilleggspensjon for kull nr. k og poengintervall j .

Hvis grunnbeløpet endres fra G til $G(1+p)$ på tidspunkt t i år T , så vil tilleggspensjonen endres fra $T_{p_{k,j}}$ til $T_{p_{k,j}}(1+p)$.

Beregningen av budsjettanslag for tilleggspensjon i MAFO:

$$(V.2.5) \quad BT_{p_{k,j}} = \frac{1}{2} \sum_{kj} (Y_{j,k}^T(0) + Y_{k,j}^T(12)) \bar{T}_{p_{k,j}}$$

$$(V.2.6) \quad \bar{T}_{p_{k,j}} = T_{p_{k,j}} \cdot \frac{t}{12} + T_{p_{k,j}}(1+p) \frac{(12-t)}{12}$$

Vi ser at beregningene av korreksjon for tilleggspensjon vil svare til den som ble beregnet for grunnpensjon:

Korreksjon tilleggspensjon:

$$(V.2.7.) \quad (BT_{p_{k,j}})^* - (BT_{p_{k,j}})^T = \frac{t}{p_2} \frac{(t-12)}{12} \sum_{kj} T_{p_{k,j}} \left(\frac{Y_{k,j}^T(0) - Y_{k,j}^T(12)}{12} \right)$$

(V.2.7.) brukes til korreksjon for budsjettanslag tilleggspensjon.

iii) Korreksjon forsørgertillegg

Dette blir helt analogt med grunnpensjon, slik at korreksjonsbeløpet blir:

$$(V.2.8) \quad (BGhb^T)^* - (BGhb^T) = Gp \frac{t}{2} \frac{(t-12)}{12} Z^2 gh \frac{(Y_i^T(0) - Y_i^T(12))}{12}$$

der

$$\begin{aligned} gh &= \text{hustrutillegg} \\ Z^2 &= \begin{cases} 1 & \text{hvis pensjonist forsørger ektefelle} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases} \\ i &= 3 \end{aligned}$$

iv) Korreksjon særtillegg

Dette blir helt analogt med de tidligere korreksjoner:

$$(V.2.9) \quad (BSt^T)^* - (BSt^T) = p \frac{t}{2} \frac{(t-12)}{12} \sum_{kij} St_{k,j,i} \frac{(Y_{k,j,i}^T(0) - Y_{k,j,i}^T(12))}{12}$$

v) Kompensasjonstillegget

For kompensasjonstillegget blir det ingen korreksjon for grunnbeløpsendringen, siden det er uavhengig av grunnbeløpet.

vi) Korreksjon sum alderspensjon

Korreksjon sum alderspensjon fåes ved å summere korreksjonspostene for enkeltytelsene.

Korreksjon sum alderspensjon:

$$V.2.10 = V.2.4 + V.2.7 + V.2.8 + V.2.9$$

VI. Estimering av overgangssannsynligheter

I modellen som er beskrevet i kapittel II-V opptrer en rekke overgangssannsynligheter mellom de ulike bestandene. Overgangssannsynligheter må gis bestemte verdier når modellen skal brukes i praksis. Vi vil i første omgang anta at alle parameterne holdes konstant i hele prognoseperioden. Vi vil estimere noen av overgangssannsynlighetene på grunnlag av observasjoner av de endogene variable som inngår i modellen. Dataene i dette materialet er innhentet for hvert av de tre årene før basisåret i modellen.

Noen av overgangssannsynlighetene må anslås utenfor modellen, fordi de nødvendige dataene ikke er tilgjengelige.

Når estimeringen skal foretas må det tas hensyn til at vi har antatt at sannsynlighetene for å gå over fra en bestand til en annen er konstant for hver aldersgruppe og hvert pensjonspoeng-intervall. Vi har i kap. II vist at vi tenker oss at pensjonspoengintervall-grensene endres når veksten i grunnbeløpet avviker fra veksten i inntekten. Dette må vi ta hensyn til også når vi skal estimere overgangssannsynligheter. Vi vil bestemme de "nye" pensjonspoeng-intervallene vi ønsker bestandene gruppert etter. Når vi skal estimere sannsynlighetene ved å bruke bestandene i to år etter hverandre, vil vi ha bestanden i det første året gruppert etter de opprinnelige pensjonspoengintervall og i det andre året etter de nye pensjonspoengintervall. Når vekstraten i grunnbeløp (g) og i inntekten (h), er kjent kan vi beregne de nye intervallgrensene ved samme formel som (II.3.4), (II.3.9), (III.3.14) og (II.3.20).

Vi skal ved et eksempel vise hvordan de nye intervallgrensene og de nye bestandene kan beregnes. Vi ser i eksempelet på estimeringen av overgangssannsynligheten fra inntektstakere til uføre i kull k . Vi vil anta at veksten i inntekten er større enn veksten i grunnbeløpet fra år 1 til år 2. (Vi betegner det første året med 1 og det andre med 2.)

Vi har observasjoner for

- $\Pi_{k,j}^1$ - antall inntektstakere i år 1 i opprinnelig poenggruppe j
- $U_{k,j}^1$ - antall uføre i år 1 i opprinnelig poenggruppe j
- $U_{k,j}^2$ - antall uføre i år 2 i opprinnelig poenggruppe j

Vi kjenner dessuten:

- g - vekst i grunnbeløp pr. år (eller spesielt fra år 1 til 2)
 h - vekst i inntektsnivå pr. år (eller spesielt fra år 1 til 2)
 d_{k+2} - sannsynligheten for at en person i alder k+1 i år skal dø i løpet av neste år, k=alder i år 0.

Vi har at P_j er øvre grense i de opprinnelige poengintervallene, mens BUP_j er øvre grense i de nye. Vi har antatt at $h > g$ (dette er observerbart). Vi kan da beregne BUP_j for alle j ved:

$$(VI.1.1) \quad BUP_j = \frac{1}{h+1} (hP_b + [(P_b + 1) \left(\frac{1+h}{1+g}\right) - 1])$$

h - antall poengår f.o.m. år 1

Vi vil dessuten anta at $BUP_{j-1} < P_j$, dvs. at h ikke er så mye større enn g at det motsatte er mulig. Da kan vi beregne bestandene som skal brukes i estimeringen. Vi observerer $U_{k,j}^1$ og $U_{k,j}^2$ og

$$(VI.1.2) \quad (U_{k,j}^2)^* = U_{k,j}^2 - U_{k,j}^1 (1 - d_{k+2})$$

der

$$(U_{k,j}^2)^* - \text{antall personer i kull k som uførepensjoneres i løpet av år 2 i opprinnelig poengintervall}$$

dessuten har vi

$$(U_{k,j}^2)^N = \Pi_{k,j}^1 \cdot C_{k+2,j}$$

der

$$(U_{k,j}^2)^N - \text{antall uførepensjonister som uførepensjoneres i løpet av år 2 etter nye poengintervall}$$

Vi skal nå beregne $(U_{k,j}^2)^N$ når $(U_{k,j}^2)^*$ er observerbare og $\Pi_{k,j}^1$, h og g er gitt.

$$(VI.1.4) \quad (U_{k,j}^2)^N = (U_{k,j}^2)^* \cdot \frac{P_j^{-BUP_{j-1}}}{P_j^{-P_{j-1}}} + (U_{k,j+1}^2)^* \frac{BUP_j^{-P_j}}{P_{j+1}^{-P_j}}$$

Vi vil bruke dette til å estimere $\hat{c}_{k+2,j}$ ved:

$$(VI.1.5) \quad \hat{c}_{k+2,j} = \frac{1}{\Pi_{k,j}^1} [U_{k,j}^2 - U_{k,j}^1 (1-d_{k+2})] \frac{P_j^{-BUP_{j-1}}}{P_j^{-P_{j-1}}} + [U_{k,j+1}^2 - U_{k,j+1}^1 (1-d_{k+2})] \frac{BUP_j^{-P_j}}{P_{j+1}^{-P_j}}$$

Tilsvarende prosedyre for gruppen av andre som faller ut av arbeidslivet gir:

$$(VI.1.6) \quad \hat{f}_{k+2,j} = \frac{1}{\Pi_{k,j}^1} [F_{k,j}^2 - F_{k,j}^1 (1-d_{k+2})] \frac{P_j^{-BAP_{j-1}}}{P_j^{-P_{j-1}}} + [F_{k,j+1}^2 - F_{k,j+1}^1 (1-d_{k+2})] \frac{BAP_j^{-P_j}}{P_{j+1}^{-P_j}}$$

Sannsynligheten for å bli etterlatt når man er inntektstaker kan da estimeres ved residualen:

$$(VI.1.7) \quad \hat{e}_{k+2,j} = 1 - \hat{c}_{k+2,j} - \hat{f}_{k+2,j} - d_{k+T} - \frac{\Pi_{k,j}^2}{\Pi_{k,j}^1}$$

Sannsynligheten for å bli etterlatt når man er uten poengopptjening, kan estimeres ved:

$$(VI.1.8) \quad \hat{a}_{k+2} = 1 - d_{k+2} - \frac{A_k^2}{A_k}$$

Dermed er alle overgangssannsynligheter bestemt.

VII. Nærmere om noen av forutsetningene

Jeg vil her diskutere noen av forutsetningene om framskrivningen av antall alderspensjonister fordelt etter ulike kjennetegn. Noen av forutsetningene er tidligere diskutert i "MAFO. Makromodell for folketrygden" av Charlotte Koren (Rapporter 79/6, Statistisk Sentralbyrå, Oslo). Vekten blir derfor lagt på forutsetninger som ikke er diskutert der.

Forutsetningene i modellen og utformingen av modellen vil i stor grad være diktert av formen på datamaterialet. Den største svakheten er at det bare er registrert bestander av de forskjellige grupper vi er interessert i på gitte tidspunkter. For dette formål vil det ha vært bedre om de faktiske overganger av personer mellom gruppene på de ulike tidspunkter hadde vært registrert. Vi hadde da vært i stand til å gjøre forutsetninger som er mindre stramme, og allikvel identifisere likningssystemet vi estimerer på. Men med det foreliggende datamaterialet får vi ikke testet hvor godt forutsetningene passer, slik at de bygger på ren intuisjon.

Forutsetningene vi gjør i modellen gjelder i første rekke overgangene mellom gruppene fra et år til neste. Jeg vil ta for meg hver enkelt av de mulige overgangene i modellen og diskutere eventuelle svakheter og mulig alternative utforminger.

VII.1. Overgang fra inntektstakere til uføre

Vi antar at det er en fast sannsynlighet for at en inntektstaker i en bestemt alder og med gitt gjennomsnittlig pensjonspoeng skal bli uførepensjonist i løpet av et år. Vi ser at sannsynligheten vil variere med inn-

tekten (gjennomsnittlig pensjonspoeng) og med alder. I tillegg varierer den med kjønn. Det virker intuitivt rimelig at sannsynligheten vil variere med disse kjennetegnene. Men vil det være andre kjennetegn enn de vi har registrert som er viktige for om en person blir uførepensjonist eller ikke? Hvis det er andre kjennetegn som er viktigere enn de vi har med, vil dette kunne medføre at våre anslag for uførepensjonister blir gale. Det vi kan håpe på er at de eventuelle kjennetegn vi har utelatt er høyt positivt korrelerte med de vi har med, slik at de kjennetegnene vi har med "tar vare på effekten de andre kjennetegnene har". For å avgjøre det må vi se nærmere på hvilke årsaker som finnes for å bli uførepensjonert.

For å bli uførepensjonist krever loven at visse medisinske kriterier er oppfylt. Kriteriene er gjenstand for vurdering og avgjørelsen om en person skal uførepensjoneres er derfor ikke tatt på objektivt grunnlag. Men hvis vi foreløpig ser bort fra vurderingenes innvirkning på uførespensjoneringen, så vil det antakelig være slik at visse skader eller sykdommer som berettiger til uførepensjon er høyt korrelert med alder. Dermed vil kjennetegnet alder "ta vare på" de kjennetegn som er den egentlige årsak til at personer uførepensjoneres.

Men det har imidlertid vist seg at antallet som uførepensjoneres har vist visse geografiske forskjeller, som ikke kan forklares ut fra forskjell i alderssammensetningen. Disse forskjellene kan skyldes at den medisinske tilstand er forskjellig fra et område (fylke) til et annet, eller at vurderingen av de medisinske kriterier er forskjellig. Årsakene til at den medisinske tilstand til befolkningen i et geografisk område skiller seg fra et annet område kan være mange, jeg vil her bare foreslå to årsaker som en illustrasjon til en mulig annen tilnæringsmetode. De to mulige årsakene er klimaforskjeller og forskjeller i næringsgrunnlag. Det er gjort undersøkelser som tyder på at klima har innvirkning på visse typer sykdommer (bl.a. hjerte-karsykdommer). Hvis den relative hyppighet av visse sykdommer er høyere noen steder i landet, så er det rimelig å anta at også den relative hyppighet av antall uførepensjonister er høyere på disse stedene.

Det virker rimelig at forskjeller i næringsgrunnlag også kan være årsak til geografiske forskjeller i det relative antall uførepensjonister. Innen enkelte næringer er arbeidstakerne mer utsatt for ulykker enn i andre, og i noen næringer er slitasjeskadene større enn i andre.

Det er også vært hevdet at regionale forskjeller i uførespensjonering skyldes forskjeller på arbeidsmarkedet. I noen regioner har arbeidsmarkedet vært preget av overskudd på arbeidskraft, men andre steder har ikke denne tendensen vist seg. Fordi generelle aktivitetsregulerende politikk ikke har vist seg brukbar til å løse sysselsettingsproblemene i noen regioner p.g.a. det press en slik politikk vil skape i andre områder, har man tydd til f.eks. uførespensjonering for å løse ihvertfall noen av de problemer arbeidsledigheten skaper.

Disse betraktningene leder altså mot at vi bør ha flere kjennetegn for bestandene som er omtalt i modellen. Men av praktiske årsaker bør antall kjennetegn reduseres til et minimum. Men det finnes ikke noen kriterier for hvordan kjennetegnene skal velges ut. Dette kunne eventuelt gjøres ved å undersøke hvilke kjennetegn som er viktige for å forklare årsakene til uførhet. Dette kunne eventuelt gjøres ved en regresjonsanalyse, hvor de ulike kjennetegns betydning for uførhet bestemmes. Hvis vi på forhånd tar med et visst antall kjennetegn og bare tar med de kjennetegn som har regresjonskoeffisienter signifikant forskjellig fra null med et visst valgt nivå på testen. Men dette kan by på problemer hvis det er slik at de høyresidevariable er korrelerte. Vi vil ikke gjøre noe slikt her, men bare anta at de valgte kjennetegn er de viktigste til å forklare forskjeller i uførhet.

VII.2. Overgangen fra inntektstakere og personer uten poeng til etterlatte

Vi antar her liksom for overgangen til uføre at det er en konstant sannsynlighet for at en inntektstaker skal bli etterlatt i løpet av et år, og at denne sannsynligheten varierer med kjønn, alder og inntekt. Med etterlatt menes her personer som faktisk arver tilleggspensjon. Etterlatte vil altså ikke tilsvare begrepene enker og enkemenn som finnes i annen statistikk.

Vi har også her valgt å la sannsynligheten variere etter de samme kjennetegn som uføresannsynligheten. At sannsynligheten er forskjellig mellom kjønnene er lett å konstatere. Dette skyldes at levetiden og inntektsopptjeningen er (har vært) forskjellig for kvinner og menn.

Sannsynligheten for å bli etterlatt avhenger av alder er vel også lett å godta. En nødvendig betingelse for å bli etterlatt er at ektefellen dør. Sannsynligheten for at ektefellen skal dø avhenger av dennes alder. Det er rimelig å anta at ektefellenes alder er høyt positivt korrelerte, slik at sannsynligheten for å bli etterlatt øker med alderen.

At inntekten (sluttpoengtallet) også er bestemmende for å bli etterlatt henger sammen med definisjonen av etterlatte. Som nevnt er etterlatte personer som faktisk arver tilleggs pensjon. I noen tilfeller vil en person ikke bli etterlatt etter denne definisjon hvis deres egen inntekt er for høy. Derfor vil ventelig de med lav inntekt ha større sannsynlighet for å bli etterlatt enn de med høy inntekt.

I likhet med overganger fra inntektstakere til uføre, vil overgangene fra inntektstakere til etterlatte antakelig vise visse geografiske forskjeller som kan skyldes klima- og miljøforskjeller og forskjeller i næringsstruktur. Hvis den geografiske fordelingen av befolkningen er stabil over tid, vil det ha liten betydning om vi eksplisitt ser bort fra de geografiske forskjellene. Selv om det skjer visse endringer i den geografiske fordeling av befolkningen vil det antakelig gå lang tid før det vil få noen innvirkning på døds sannsynlighetene og dermed sannsynlighetene for å bli etterlatt.

VII.3. Overgang fra inntektstakere til grupper som ikke lenger tjener poeng

Overgangssannsynligheten fra inntektstakere til grupper som ikke lenger tjener poeng antas å være konstant over tid. Denne forutsetningen kan synes å være urealistisk, da det må kunne antas at antall personer som faller ut av arbeidslivet eller på annen måte slutter å tjene poeng, er bestemt av aktivitetsnivået i økonomien. Dessuten forutsettes det at avgang fra denne gruppen skjer ved død eller ved overgang til alderspensjon ved fylte 67 år. Det beste forsvar for rimeligheten i disse forutsetningene er at overgangen til denne gruppen er forholdsvis liten, slik at de feil som gjøres ikke får dramatiske konsekvenser for anslagene i modellen. Det er vel rimelig å anta at overgangen til denne gruppen også vil forbli liten med den økonomiske politikk som føres i Norge. Derfor vil det stort sett være personer som frivillig forlater arbeidslivet som kommer i denne gruppen.

VIII. Sluttmerknad

Modellen er ment å gi anslag for utgiftene til alderspensjoner i folketrygden. Anslagene fra modellen vil være forbundet med betydelig usikkerhet, og de vil selvfølgelig være mer usikre jo lenger fram i tid en skal gi anslag.

En betydelig kilde til usikkerhet er dessuten den relativt korte tid det er gått siden folketrygden ble innført. Usikkerheten gjelder i denne forbindelse først og fremst fordelingen av pensjonister etter pensjonspoeng. Usikkerheten i framskrivingen vil være størst for fordelingen på familietyper for de eldste pensjonister (anslagene for familietypefordelingen for de som er over 77 år er svært lite pålitelige).

Noe av usikkerheten kan elimineres i framtiden ved å estimere nye sett av overgangssannsynligheter og familietypeandeler.