

# Arbeidsnotater

S T A T I S T I S K S E N T R A L B Y R Å

Dronningensgt. 16, Oslo - Dep., Oslo 1. Tlf. 41 38 20, 41 36 60

73/15

7. mai 1973

STATISTISK SENTRALBYRÅS BEFOLKNINGSPROGNOSEMODELLE IX.  
FRAMSKRIVINGA 1971-2000.  
TEKNISK DOKUMENTASJON.

Av

Helge Brunborg

## INNHOOLD

	Side
Forord .....	3
Tabellregister .....	4
Figurregister .....	5
1. Innledning .....	6
2. Framskrivingsmodellen .....	9
2.1 Verbal beskrivelse .....	9
2.2 Symboler .....	10
2.3 Prognoserelasjoner for prognoseåret n+1 .....	12
2.4 Kort beskrivelse av beregningsprogrammet BEFPROG .....	13
3. Utgangsbestand .....	14

(Forts.)

## INNHOLD (forts.)

	Side
4. Beregning av fruktbarhetsratene .....	15
4.1 Fruktbarhet etter morens alder ved utgangen av året .....	15
4.2 Fruktbarhet etter morens alder i fylte år ved nedkomsten ...	16
4.3 Sammenlikning av fruktbarhetsrater etter de to alders- definisjonene .....	17
4.4 Kommentarer til de fruktbarhetstall som oppgis i Statistisk årbok .....	19
4.4.1 Aldersbegrepet .....	19
4.4.2 Beregning av reproduksjonstallene .....	20
4.5 Kjønnsporsjon .....	22
5. Dødelighet .....	23
5.1 Spedbarnsdødelighet .....	23
5.2 Dødelighet for andre aldre .....	26
6. Antall kvinner fordelt etter ekteskapelig status .....	32
6.1 Innledning .....	32
6.2 Giftermålsrater .....	34
6.2.1 Giftermålsrater etter alder ved årets utgang .....	34
6.2.2 Giftermålsrater etter alder ved vigselen .....	35
6.2.3 Sammenlikning av giftermålsrater etter de to alders- definisjonene .....	36
6.3 Rater for ekteskapsoppløsning .....	40
6.3.1 De ratene vi skulle brukt .....	40
6.3.2 De ratene som ble brukt .....	41
6.3.3 Ekteskapsoppløsningsrater for kvinner over 80 år ....	43
6.4 Prognose med korrigererte rater. Sammenlikning med registrerte tall .....	45
6.5 Separerte kvinner .....	47
6.6 Samtidig framskriving av kvinner og menn etter ekteskapelig status .....	49
6.7 Oversikt over feil og svakheter i framskrivinga av kvinner etter ekteskapelig status .....	50
6.7.1 Innledning .....	50
6.7.2 Klassifisering av feilene .....	51
6.8 Forslag til forbedring av framskrivinga av kvinner etter ekteskapelig status .....	54
Vedlegg: Beregningsprogrammet BEFPROG .....	56
Referanser .....	

## FORFATTERENS FORORD

Sommeren 1971 var jeg engasjert av Statistisk Sentralbyrå for å lage en befolkningsprognose for Norge etter oppdrag fra Finansdepartementet. Prognosen ble offentliggjort i "Framskrivning av folkemengden 1971-2000" (NOS A 468, 1972). I dette Arbeidsnotatet gir jeg en teknisk dokumentasjon av prognosen. I et annet Arbeidsnotat<sup>\*</sup>), som kommer omtrent samtidig, presenteres bakgrunns materialet for prognosen og kommentarer til resultatene.

De to arbeidsnotatene bør naturligvis ses i sammenheng. De er skrevet på grunnlag både av arbeidet sommeren 1971 og seinere erfaringer med prognosen.

Det var svært knapp tid til rådighet da prognosen ble laget. Dette fikk betydning både for omfanget av forarbeidene og for den operasjonelle kontroll med gjennomføringa av beregningene. Det ble først anledning til å foreta en grundig analyse etter at prognosen var ferdig i september 1971, bl.a. fordi vi seinere fikk flere og bedre data.

Jan M. Hoem har vært til stor hjelp ved utarbeidelsen av dette notatet. Han har rettet opp en rekke feil og svakheter i manuskriptet, og ellers bidratt med mange gode råd. Jeg vil også takke l. kontor i Byrået for god assistanse, spesielt Gerd Skoe Lettenstrøm og Solveig Ruud.

---

\* ) Helge Brunborg (1973): "Statistisk Sentralbyrås befolkningsprognosemodell, VIII. Framskrivninga 1971-2000. Bakgrunns materialet og kommentarer til resultatene." Arbeidsnotat IO 73/14, Statistisk Sentralbyrå.

## TABELLREGISTER

	Side
2.1 Oversikt over "riktige" og "gale" estimeringsformler .....	12
4.1 Observert fruktbarhet etter morens alder. Noen utvalgte aldre 1970 .....	18
4.2 Observerte og interpolert fruktbarhet etter morens alder ved utgangen av året. Noen utvalgte aldre 1970 .....	18
4.3 Fruktbarhet etter morens alder 1951-1970, oppgitt i Statistisk årbok for åra 1964-1972. Noen fem-årige aldersgrupper .....	19
4.4 Total fruktbarhet Norge 1960-1971. Forskjellige beregningsmåter	21
4.5 Total fruktbarhet Norge 1966-1971 beregnet ved ett-årige og fem-årige rater .....	22
4.6 Guttekvotienten 1961-1971 .....	23
5.1 Spedbarnsdødelighet i Norge 1961-1970 .....	24
5.2 Dødelighet for kvinner og menn 1-101 år i Norge 1966-1968. Observerte og glattede hyppigheter .....	28
6.1 Antall kvinner fordelt etter ekteskapelig status pr. 31/12 1970. Sammenlikning av registrerte og prognostiserte tall. Noen utvalgte aldersklasser .....	33
6.2 Rater for inngåelse og oppløsning av ekteskap, brukt i prognosen	38
6.3 Rater for ekteskapsoppløsning med og uten programmeringsfeil ...	44
6.4 Ugifte kvinner den 31/12 1970. Prognose, korrigert prognose og registrerte tall. Noen utvalgte aldre .....	45
6.5 Gifte og før gifte kvinner den 31/12 1970. Prognose, korrigert prognose og registrerte tall. Noen utvalgte aldre .....	46

## FIGURREGISTER

	Side
4.1 Lexis skjema. Fruktbarhet etter morens alder ved utgangen av året .....	16
4.2 Lexis skjema. Fruktbarhet etter morens alder i fylte år .....	17
5.1 Spedbarnsdødelighet i Norge 1961-1970 og Sverige 1960-1969. Franskrevet for Norge 1970-1974. Piker og gutter .....	25
5.2 Lexis skjema. Spedbarnsdødelighet .....	26
5.3 Observerte og glattede dødshyppigheter for kvinner og menn 1-39 år i Norge 1966-1968 .....	31
6.1 Lexis skjema. Giftermål etter alder ved årets utgang .....	34
6.2 Lexis skjema. Giftermål etter alder ved vigselen .....	35
6.3 Rater for inngåelse og oppløsning av ekteskap for kvinner. Dødelighetsrater for menn 73-99 år .....	37
6.4 Lexis skjema. Ekteskapsoppløsning .....	41
6.5 Modell for inngåelse og oppløsning av ekteskap, med "separert" som egen status .....	48

## 1. INNLEDNING

Sosiodemografisk forskingsgruppe i Statistisk Sentralbyrå laget sommeren 1971 en ny befolkningsprognose for Norge etter oppdrag fra Finansdepartementet. Prognosen<sup>1)</sup> ble offentliggjort i "Framskrivning av folkemengden 1971-2000." (NOS A 468, 1972), som inneholder fire alternative framskrivninger kalt A, B, C og D. I tillegg ble det laget tre upubliserte alternativer E, F og G. Alternativene atskiller seg fra hverandre ved at fruktbarheten ligger på ulike nivåer gjennom framskrivingsperioden, alternativ A hadde det høyeste, og alternativ D det laveste (blant de publiserte). Publikasjonen inneholder en kort innledning som omtaler grunnene til at det ble laget en ny prognose, beskriver framskrivingsmetoden, sier litt om forutsetningene, og gir korte kommentarer til resultatene. En har ønsket å gi en grundigere redegjørelse for disse forholdene enn det ble anledning til i NOS A 468. Det er derfor utarbeidet to Arbeidsnotater om 1971-prognosen. Det første notatet (Brunborg 1973) gir en oversikt over nyere litteratur om økonomiske faktorerers innflytelse på fruktbarheten. Fruktbarhetsutviklinga i Norge, Danmark, Sverige og Finnland beskrives og kommenteres. Videre drøftes noen analoge årsaker til fruktbarhetsnedgangen i Norge. Vi fant at øket bruk av p-piller og sterk øking i antall legale aborter må ha hatt betydning for fruktbarhetsnedgangen i Norge i de siste 4-5 år. De forskjellige fruktbarhetsalternativene beskrives inngående. Til slutt i det første Arbeidsnotatet kommenteres en del av prognosetallene, og de sammenliknes med noen registrerte tall.

Hensikten med dette andre Arbeidsnotatet er:

- a) å gi en detaljert beskrivelse av framskrivingsmodell, estimeringsformler, forutsetninger o.l., og
- b) å analysere framskrivninga av antall kvinner etter ekteskapelig status.

Vi vil i det følgende gi en oversikt over hovedinnholdet her.

I kapitel 2 forklares framskrivingsmodellen, som bare tar hensyn til rent demografiske faktorer. Det gis først en verbal beskrivelse, deretter defineres de matematiske symbolene, og prognoserelasjonene settes opp. Vi kommer lite inn på svakheter ved modellen og mulige forbedringer, da det arbeides med dette på flere hold i Byrået. Målet må imidlertid være å knytte befolkningsprognosemodellen sammen med modell(er) som også tar hensyn til den økonomiske og sosiale utvikling. Til slutt i kap. 2 gir vi en kort verbal beskrivelse av beregningsprogrammet BEFPROG. En utskrift av dette følger som vedlegg til Arbeidsnotatet.

Som utgangsbestand for framskrivninga brukte vi folkemengden registrert pr. 31/12 1969 i Det sentrale personregister, fordelt etter kjønn og ett-årige

1) Se bemerkning vedrørende terminologien på slutten av kap. 2 i [3].

aldersklasser, og etter ekteskadelig status for kvinner. Det var en rekke feil og svakheter i situasjonsfilen for 1969, særlig når det gjelder ekteskadelig status og personer som var flyttet fra landet. Dette diskuteres i kapitel 3.

I kapitel 4 redegjør vi for estimeringa av fruktbarhetsratene. På grunn av en misforståelse ble det brukt fruktbarhetsrater etter morens alder ved nedkomsten, istedenfor etter morens alder ved utgangen av året slik hensikten var. Dette førte til at det ble regnet med litt for høy fruktbarhet for kvinner under 24 år, og litt for lav for kvinner over denne alder. Disse feilene vil imidlertid stort sett oppheve hverandre, og vi regner ikke med at dette har hatt noen vesentlig innflytelse på framskrivinga av fødselstallet.

Det er ikke brukt fruktbarhet etter ekteskadelig status og dette er utvilsomt en svakhet ved prognosen.

I kapitel 5 forklarer vi hvilke dødelighetsrater som ble brukt. Vi lot spedbarndødeligheten falle i tre år til det laveste observerte nivå i Sverige. Dødeligheten for andre aldre ble holdt konstant på 1966-1968 nivået, dvs. samme dødelighet som ved forrige framskriving (NOS A 307, 1969), bortsett fra at ratene nå er glattet.

Framskrivinga av antall kvinner etter ekteskadelig status er inngående beskrevet i kapitel 6. P.g.a. en rekke forhold er framskrivinga av antall kvinner etter ekteskadelig status i NOS A 468 (1972) så svake at den helst ikke bør brukes. Dette skyldes både modellen, feil og svakheter i datagrunnlaget, og misforståelser angående beregningsmetodene. Som nevnt var utgangsbstanden spesielt svak når det gjelder fordeling etter ekteskadelig status. Det ble dessuten brukt giftermålsrater etter kvinnens alder ved vigselen istedenfor etter alder ved utgangen av vigselsåret. Dette førte bl.a. til at det ble brukt for høye giftermålsrater for kvinner under ca. 23, og for lave for kvinner over denne alder. Ratene for ekteskapsoppløsning er svake fordi alderen var uoppgitt for over halvparten av enkene i observasjonsmaterialet. Det ble endelig begått en liten programmeringsfeil ved beregning av ratene. Disse forholdene trekker i hver sin retning i prognosen.

Ratene for ekteskapsoppløsning er spesielt svake for kvinner over ca. 80 år, fordi tilfeldige variasjoner er så betydningsfulle i aldersgrupper som omfatter så få personer.

I avsnitt 6.4 presenterer vi prognoseberegninger for noen aldre med korrigerte rater, og sammenlikner med registrerte tall for 1970 og "gamle" prognosetall.

Andre forhold som gjorde at framskrivinga etter ekteskadelig status er svak, er at separerte kvinner ble regnet som gifte i prognosen, og at det

ikke ble tatt hensyn til antall menn etter ekteskapeleg status i de forskjellige aldre. I avsnitt 6.6 nevner vi noen metoder for framskriving av antall kvinner og menn samtidig etter ekteskapeleg status.

Tilslutt i kapitel 6 klassifiserer vi feilene i framskrivinga av antall kvinner etter ekteskapeleg status, og nevner noen forslag til forbedringer. Flere av disse forslagene bør også kunne forbedre framskrivinga av antall menn og kvinner uten fordeling etter til ekteskapeleg status.



## 2. FRAMSKRIVINGSMODELLEN

### 2.1. Verbal beskrivelse

Den framskrivingsmodellen som ble brukt i 1971 tar bare hensyn til rent demografiske faktorer. Folkemengden etter kjønn, alder og ekteskapelig status (for kvinner) blir framskrevet ett år om gangen, fra utgangen av et år til utgangen av det neste. Den samme modellen ble brukt flere ganger, én gang for hvert fruktbarhetsalternativ. Utgangsbestand, dødelighet, kjønnsproporsjon og ekteskapsrater er felles for alle alternativ. De utskiller seg bare når det gjelder de aldersspesifiserte fødselsratene.

Beregningene foregår på følgende måte:

Antall levendefødte barn i hvert kalenderår blir først beregnet. Dette gjøres ved å multiplisere antall kvinner i hvert ett-årig aldersklasse mellom 14 og 49 år med de aldersspesifikk fødselsrater, uten oppdeling etter ekteskapelig status. Disse produktene adderes og gir antall nyfødte i løpet av året. Dette tallet multipliseres med pike- og guttekvotienter og kjønns-spesifikke overlevelsessannsynligheter for spedbarn, og vi får antall null-årige piker og gutter ved utgangen av året.

Antall personer i aldrene 1 til 100 ved utgangen av året framkommer ved at antall kvinner og menn i aldrene 0 til 99 ved utgangen av forrige kalenderår multipliseres med kjønns- og aldersspesifikke overlevelsessannsynligheter. (Siden det er så få som er over 100 år, regner vi som om alle hundre-åringer dør i løpet av kalenderåret.)

Kvinnene (men ikke mennene) fordeles etter ekteskapelig status. Det skjer på følgende måte: Antall ugifte kvinner i hver aktuell alder multipliseres med de aldersspesifikke giftermålsrater, og vi får antall nye førstegangsgifte i løpet av året. Disse tallene trekkes fra antall overlevende blant de ugifte kvinnene, og legges til antall overlevende blant de gifte kvinnene. (Vi regner ikke med at en kvinne både kan skifte ekteskapelig status og dø i løpet av et år, og heller ikke at en kvinne kan skifte ekteskapelig status flere ganger på et år, f.eks. ved først å gifte seg og deretter å bli enke.)

På tilsvarende måte finnes antall gifte kvinner som skilles, blir enker eller dør, og antall førgifte kvinner som gifter seg om igjen eller dør. (Separerte regnes ikke for seg. De slås sammen med de gifte.) På denne måten har vi fått endringene i antall kvinner i den enkelte ekteskapelig status, og kan da regne oss ett år fram ved enkel bokføring.

Liknende modeller er brukt ved andre befolkningsprognoser laget av Byrået. Disse er bl.a. beskrevet av Gilje (1968) og Hoem (1968 og 1970).

I avsnitt 6.8 gis det en del forslag til forbedringer av framskrivinga av antall kvinner etter ekteskapelig status. De fleste av disse forslagene vil også forbedre prognosen generelt (dvs. uten framskriving etter ekteskapelig status).

## 2.2. Symboler

Vi skal nå gi en matematisk beskrivelse av framskrivingsmetoden. Framskrivinga foretas ved hjelp av en rekke demografiske parametre, som gir uttrykk for dødelighet, fruktbarhet osv. Noen av parameterverdiene varierer gjennom deler av prognoseperioden, andre holdes konstante. Vi skal tilkjenne dette ved en tidsangivelse ( $n$ ) på de parametrene som kan variere ( $n$  står for kalenderåret.) De parametre som mangler slik tidsangivelse, holdes konstante under alle prognoseberegningene. Når variasjonsområdet for  $n$  ikke oppgis, gjennomløper  $n$  alle observasjonsåra og hele framskrivingsperioden.

Med alder ( $x$ ) menes det her differensen i år mellom observasjons- (eller prognose-) år og fødselsår, dvs. alder i fylte år ved utgangen av året.

### a. Antall personer

$L(x,n)$  er registrert antall  $x$  år gamle personer den 31/12 i år  $n$ ; ( $x=0,1,\dots,100$ ).

$D(x,n)$  er registrert antall dødsfall i år  $n$  blant dem som var  $x-1$  år gamle den 31/12 i år  $n-1$ ; ( $x=1,2,\dots, 101$ ).

$D(0,n)$  er registrert antall spedbarn som døde i fødselsåret  $n$ .

$B(n)$  er registrert antall levendefødte i år  $n$  (gutter og piker til sammen).

$B(x,n)$  er registrert antall barn født i år  $n$  av mødre som var  $x-1$  år gamle den 31/12 i år  $n-1$ ; ( $x=15,\dots, 48$ ).

$G(x,n)$  er registrert antall kvinner  $x$  som gifter seg for første gang i år  $n$  av dem som var ugifte og  $x-1$  år den 31/12 i år  $n-1$ ; ( $x=15,\dots,69$ ).

$R(x,n)$  er registrert antall kvinner som gifter seg om igjen i år  $n$  av dem som var fergifte (skilte eller enker) og  $x-1$  år den 31/12 år  $n-1$ ; ( $x=18,\dots, 70$ ).

$S(x,n)$  er registrert antall kvinner som blir skilt eller enker i år  $n$  av dem som var gift (eller separert) og  $x-1$  år gamle den 31/12  $n-1$ ; ( $x=18,\dots, 96$ ).

$\bar{B}(x,n)$  er antall barn som blir født av kvinner som har fylt  $x$  år ved nedkomsten.

$\bar{K}_L(x,n)$  er middelfolkemengden for  $x$ -årige kvinner i år  $n$ , når alderen regnes i fylte år.

$\bar{G}(x,n)$  er antall kvinner som gifter (for første gang) i år  $n$  mens de er  $x$  år gamle; ( $x=15,\dots, 69$ ).

$\bar{R}(x,n)$  er antall kvinner som gifter seg om igjen i år  $n$  mens de er  $x$  år gamle; ( $x=18,\dots, 70$ ).

(Mnemoteknisk: Symbolene "r" og "R" står for "remarry" eller "repetere".)

Kjønn og/eller ekteskadelig status angis ved venstre toppskrift på symbolene:

M for menn,  
 K for kvinner,  
 U for ugifte kvinner,  
 G for gifte kvinner,  
 T for tidligere (førgifte) kvinner.

Når venstre toppskrift mangler på et symbol, står det for det relevante antall personer av begge kjønn til sammen.

Prognostiserte antall angis ved en tilda, slik som  $\hat{L}(x,n)$ ,  $\hat{M}_D(x,n)$ , osv.

### b. Parametre

${}^M q(x)$  er sannsynligheten for at en mann som er  $x-1$  år den 31/12 et år skal dø i løpet av det følgende kalenderår; ( $x=1, \dots, 101$ ).

${}^K q(x)$  er tilsvarende for kvinner (uansett ekteskadelig status).

${}^K q(0,n)$  er sannsynligheten for at en levendefødt kvinne dør i løpet av det kalenderår  $n$  da hun ble født. (Spedbarnsdødeligheten er satt konstant fra og med 1972.)

${}^M q(0,n)$  er tilsvarende for gutter.

$f(x,n)$  er forventet antall barn som fødes i år  $n$  av kvinner som var  $x-1$  år gamle den 31/12 i år  $n-1$ .

${}^M C$  er sannsynligheten for at et barn som fødes, er en gutt (guttekvotienten).

${}^K C$  er tilsvarende for piker (pikekvotienten).

$g(x)$  er sannsynligheten for at en kvinne som er  $x-1$  år og ugift den 31/12 et år blir gift i løpet av det følgende kalenderår; ( $x=15, \dots, 69$ ).

$r(x)$  er tilsvarende for førgifte kvinner; ( $x=18, \dots, 70$ ).

$s(x)$  er sannsynligheten for at en kvinne som er  $x-1$  år og gift eller separert den 31/12 et år blir skilt eller enke i løpet av det følgende kalenderår; ( $x=18, \dots, 96$ ).

Symbolet  $\hat{q}(x)$  betegner en estimator for sannsynligheten  $q(x)$ . Tilsvarende for de andre parametrene.

På grunn av forskjellige forhold er det på noen punkter i framskrivinga ikke brukt korrekte rater. Dette gjelder fruktbarhet og ekteskapsinngåelse- og oppløsning, hvor det er brukt rater regnet etter alder ved hendingstidspunktet, istedenfor etter alder ved utløpet av året. Estimeringsmetodene er beskrevet i forskjellige kapitler og avsnitt nedenfor. I tabell 2.1 gir vi en oversikt over de estimeringsformler som faktisk er brukt i prognosen, og de som burde vært brukt der det ble gjort feil.

Tabell 2.1 Oversikt over "riktige" og "gale" estimeringsformler.

Parametre	Formelnummer	
	Skulle vært brukt i prognosen, iflg. avsnitt 2.3	Ble brukt i prognosen
Fruktbarhetsrater .....	4.a	4.c
Guttekvotienten (kjønnsproporsjon) ..	4.d	4.d
Spedbarnsdødelighet (0-åringer) .....	5.a	5.a
Dødelighet for 1-åringer <sup>1)</sup> .....	5.b	5.c
Dødelighet for andre aldre <sup>1)</sup> .....	Som hos Gilje og Nordbotten (1970), formler (3.5) og (3.6), med glatting iflg. (5.e).	
Giftermålsrater (førstegangs) .....	6.a	6.d
Omgifte rater .....	6.b	6.f
Rater for ekteskapsoppløsning .....	6.i	6.j

1) Dødelighetsratene som ble brukt for aldrene 1-101 år er de samme som i prognosen fra 1969 (NOS A 307), bortsett fra at de ble glattet. Se avsnitt 5.2.

### 2.3 Prognosereelasjoner for prognoseåret n+1

Antall fødte i år n+1:

$$(2.a) \hat{B}(n+1) = \sum_{x=15}^{48} \hat{f}(x, n+1) \cdot \hat{L}(x-1, n); \quad (n=1970, \dots, 2000).$$

Parameteren  $\hat{f}$  ble variert fra ett alternativ til et annet.

Antall 0-årige piker pr. 31/12:

$$(2.b) \hat{K}_L^0(0, n+1) = [1 - \hat{K}_q^0(0, n+1)] \cdot \hat{K}_C \cdot \hat{B}(n+1); \quad (n=1970, \dots, 2000).$$

Antall 0-årige gutter pr. 31/12:

$$(2.c) \hat{M}_L^0(0, n+1) = [1 - \hat{M}_q^0(0, n+1)] \cdot [1 - \hat{K}_C] \cdot \hat{B}(n+1); \quad (n=1970, \dots, 2000).$$

Antall menn som dør, etter alder ved utgangen av år n+1:

$$(2.d) \hat{M}_D^0(x+1, n+1) = \hat{q}(x+1) \cdot \hat{M}_L^0(x, n); \quad (x=0, \dots, 100), \text{ og tilsvarende for kvinner under ett og etter ekteskapelig status. Dødeligheten for kvinner er ikke avhengig av ekteskapelig status, slik at } \hat{K}_q(x) = \hat{U}_q(x) = \hat{G}_q(x) = \hat{T}_q(x) \text{ for alle } x.$$

Antall ugifte kvinner som gifter seg, etter alder ved utgangen av år n+1:

$$(2.e) \hat{G}(x+1, n+1) = \hat{g}(x+1) \hat{U}_L^0(x, n); \quad (x=14, \dots, 68).$$

Antall tidligere gifte kvinner som gifter seg om igjen, etter alder ved utgangen av år n+1:

$$(2.f) \hat{R}(x+1, n+1) = \hat{r}(x+1) \hat{T}_L^0(x, n); \quad (x=17, \dots, 69).$$

Antall gifte (eller separerte) kvinner som skilles eller blir enker, etter alder ved utgangen av år n+1:

$$(2.g) \hat{S}(x+1, n+1) = \hat{s}(x+1) \hat{G}_L^0(x, n); \quad (x=17, \dots, 95).$$

De nye bestandene blir (for  $x=0, \dots, 99$ ).

Menn:

$$(2.h) \quad M^{\nu}L(x+1, n+1) = M^{\nu}L(x, n) - M^{\nu}D(x+1, n+1).$$

Ugifte kvinner:

$$(2.i) \quad U^{\nu}L(x+1, n+1) = U^{\nu}L(x, n) - U^{\nu}D(x+1, n+1) - \tilde{G}(x+1, n+1).$$

Gifte kvinner:

$$(2.j) \quad G^{\nu}L(x+1, n+1) = G^{\nu}L(x, n) - G^{\nu}D(x+1, n+1) + \tilde{G}(x+1, n+1) + \tilde{R}(x+1, n+1) - \tilde{S}(x+1, n+1).$$

Før gifte kvinner:

$$(2.k) \quad T^{\nu}L(x+1, n+1) = T^{\nu}L(x, n) - T^{\nu}D(x+1, n+1) + \tilde{S}(x+1, n+1) - \tilde{R}(x+1, n+1).$$

Kvinner i alt<sup>1)</sup>:

$$(2.l) \quad K^{\nu}L(x+1, n+1) = K^{\nu}L(x, n) - K^{\nu}D(x+1, n+1).$$

Personer i alt:

$$(2.m) \quad L(x+1, n+1) = K^{\nu}L(x+1, n+1) + M^{\nu}L(x+1, n+1).$$

#### 2.4 Kort beskrivelse av prognoseprogrammet BEFPROG.

Beregningene er utført ved hjelp av regnemaskinprogrammet BEFPROG, som er skrevet i FORTRAN. En utskrift av programmet finnes som vedlegg<sup>2)</sup>.

Som nevnt i avsnitt 2.1, brukes den samme modellen flere ganger, nemlig én gang for hvert fruktbarhetsalternativ. Programmet BEFPROG er imidlertid konstruert slik at det for hver kjøring produserer tre alternative befolkningsprosjeksjoner<sup>3)</sup>. En av disse er alternativ A (konstant fruktbarhet på gjennomsnittsnivået for 1969 og 1970). De to andre alternativene er basert på alternative forutsetninger om antall år med fruktbarhetsnedgang.

Før BEFPROG framskriver de tre alternative befolkningsprosjeksjonene, utfører det en del fellesberegninger. Først leser det inn utgangsbestand, pikekvotient, dødelighetsrater, giftermålshyppigheter og fruktbarhetsrater for Norge 1969 og 1970 og for Danmark 1966 og 1969. Deretter blir dødelighetsratene glattet. Skilsmisseratene blir så beregnet på grunnlag av innleste data om antall gifte kvinner i 1968 og 1969 og om hvor mange av disse som ble skilt eller enker i 1969-1970. Endelig blir de to typer endringsrater for fruktbarheten, nemlig "norske" og "danske", beregnet. (Se avsnitt 6.6 hos Brunborg (1973).)

1) En har naturligvis også

$$(2.l') \quad K^{\nu}L(x+1, n+1) = U^{\nu}L(x+1, n+1) + G^{\nu}L(x+1, n+1) + T^{\nu}L(x+1, n+1).$$

På grunn av avrundingsfeil vil de publiserte tallene imidlertid ikke alltid tilfredsstillende (2.l') eksakt. En har brukt (2.l) i beregningene fordi det er særlig viktig

for utregning av fødselstallet at  $K^{\nu}L(x+1, n+1)$  inneholder så få avrundingsfeil som mulig. 2) En mer detaljert programbeskrivelse (av 21/10 1971) finnes i Byrået. 3) Det ville antagelig vært en fordel programmeringsteknisk, og for eksperimentering med forskjellige alternativ, å la programmet bare produsere ett alternativ ad gangen.

For hvert alternativ og for hvert framskrivingsår blir så følgende gjort: Antall levendefødte beregnes<sup>1)</sup>, og antall overlevende blant disse finnes. Antall menn og kvinner etter ekteskapelig status beregnes. Samlet folkemengde beregnes for hvert år.

Når et framskrivingsalternativ er ferdig beregnet, blir alternativnummer, antall levendefødte, samlet folkemengde, antall menn og kvinner etter ekteskapelig status for hvert år 1969-2000 skrevet ut på magnetbånd og på linjeskriver. (Det er brukt et annet program for å reorganisere dataene i de tabeller som er trykket i NOS A 468).

BEFPROG ble spesiallaget for prognosen i 1971, og programmet er derfor ikke så generelt som man ville ha laget det hvis det skulle brukes flere ganger. Med en del mindre forandringer kan det imidlertid gjøres så generelt at det kan brukes om igjen<sup>2)</sup>. Det kan også gjøres enklere, mer oversiktig, mer fleksibelt, raskere og mindre plasskrevende (i regnemaskinen).

### 3. UTGANGSBESTAND

Utgangsbestanden er folkemengden pr. 31/12 1969 etter kjønn, ekteskapelig status og ett-årige aldersklasser, slik den var registrert i Det sentrale personregister i juni 1971.

Under forarbeidene til prognoseberegningene ble en del feil i Personregisteret avdekket, særlig når det gjaldt ekteskapelig status. Blant annet var en rekke personer i aldrene 2 til 14 år registrert som gifte eller før gifte. Før prognoseberegningene ble ekteskapelig status derfor rettet til "ugift" for alle kvinner under 15 år. Det var trolig også mange feil i registrert antall tidligere gifte, fordi separerte kvinner delvis ble registrert som gifte og delvis som tidligere gifte ved opprettelsen av registret i 1964. Dette er seinere rettet opp i samband med folketellinga i 1970. (F.eks. var det i Personregisteret bare registrert 156 separerte kvinner den 31/12 1969, mens det ett år seinere, altså etter folketellinga, ble registrert 8 433. I alderen 20-24 år hadde Personregisteret bare 12 separerte kvinner den 31/12 1969, mens det året etter ble registrert 1 110.)

I befolkningsprognosen er separerte kvinner regnet sammen med de gifte. Se forøvrig avsnitt 6.5 om separerte kvinner.

Sammenlikning av projiserte og registrerte tall for kvinner etter ekteskapelig status pr. 31/12 1970 bestyrker inntrykket av at fordelinga av kvinner etter ekteskapelig status i utgangsbestanden var nokså dårlig. Projiserte og registrerte tall for antall kvinner i alt i de forskjellige aldersgrupper stemmer stort sett bra overens, mens fordelinga etter ekteskapelig

1) Antall fødte i 1970 var kjent, men befolkningen ellers måtte regnes fram fra utgangsbestanden 31/12 1969 til 31/12 1970. 2) En modifisert versjon av BEFPROG ble vinteren 1971-1972 brukt til å lage befolkningsframskrivinger uten flyttinger for kommuner og regioner i Agder-fylkene og Rogaland. Det ble regnet med to fruktbarhetsalternativer, og framskrivinga ble ikke gjort med fordeling etter ekteskapelig status for kvinner. Se Hansen og Sæther (1972).

status stemmer dårlig. Se kap. 6, særlig tabellene 6.1, 6.4 og 6.5.

Videre tyder seinere overslag på at prognoseberegningene i 1971 var basert på en utgangsbestand som var minst 8 000 for høy. (Dette tallet framkommer ved å sammenlikne registrert samlet folkemengde i 1970 og 1971 med de tall vi får ved framregning av registrert folkemengde den 31/12 1969 med registrert antall fødte, døde, inn- og utflyttinger i 1970 og 1971. Se kap. 7 hos Brunborg (1973).)<sup>1)</sup> Bl.a. ble det ved folketellinga i 1970 oppdaget en rekke personer som hadde flyttet fra landet, men som sto registrert som bosatt i landet.

For 1970 er det tatt hensyn til det registrerte fødselstall, som var kjent da framskrivninga ble laget. Men forøvrig er befolkningen framskrevet under samme forutsetninger om dødelighet og nuptialitet som etter 1970. Av denne grunn er det projiserte folketallet for 31/12 1970 ikke i samsvar med andre publiserte tall for 1970.

#### 4. BEREGNING AV FRUKTBARHETS RATENE

Ved beregningen av aldersspesifikke fruktbarhetsrater, kan en få fram forskjellige typer rater ved å definere mødrenes alder på ulike måter. Vi skal her konsentrere oss om to viktige aldersdefinisjoner, nemlig alder i fylte år ved nedkomsten, og alder i fylte år ved utløpet av det år fødselen finner sted. Det siste er ekvivalent med en organisering etter morens fødselsår. En kan finne aldersspesifikke fruktbarhetsrater etter begge disse definisjonene i offentlig statistikk, men vanligvis brukes morens alder ved nedkomsten. Det er slike rater som publiseres i danske og svenske statistiske årbøker. I Statistisk årbok for Norge publiseres fruktbarhetsrater for år før 1961 etter morens fødselsår, mens de etter 1961 er beregnet etter morens alder ved nedkomsten. For 1961 er det beregnet to sett av fruktbarhetsrater.

I befolkningsprognosemodeller av den type som er skisset i kap.2, skal en bruke fruktbarhetsrater regnet etter morens alder ved utløpet av året. Beklageligvis ble det i prognosen i 1971 brukt fruktbarhetsrater etter hennes alder ved nedkomsten.

Vi vil i det følgende forklare hvordan de to typer fruktbarhetsrater beregnes, og deretter vil vi sammenlikne dem.

##### 4.1. Fruktbarhet etter morens alder ved utgangen av året.

La  $f(x+1, n)$  være forventet antall barn en kvinne som er  $x$  år den 31/12 i år  $n-1$ , vil få i løpet av år  $n$ . En estimator for  $f(x+1, n)$  er

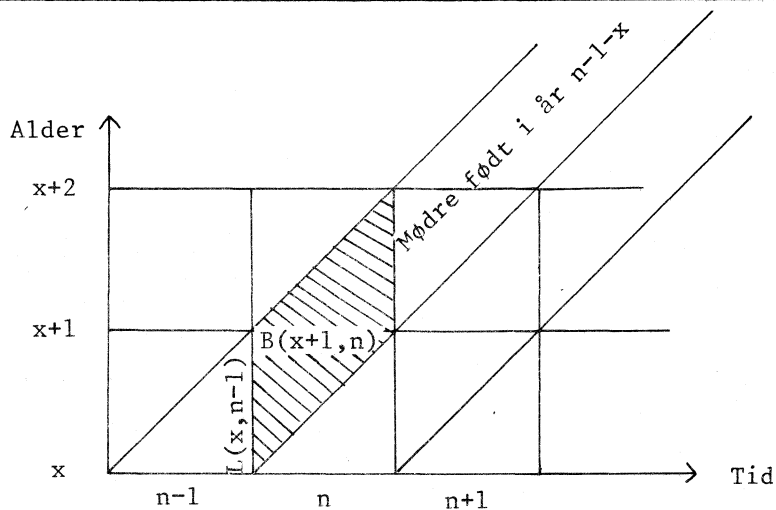
$$(4.a) \quad \hat{f}(x+1, n) = \frac{B(x+1, n)}{K_L(x, n-1)} .$$

1) Av tabell 6.1 ser vi at prognosetallene for antall kvinner er høyere enn de registrerte tallene i nesten samtlige aldersgrupper.

Her er  ${}^K L(x, n-1)$  lik antall kvinner som er  $x$  år pr. 31/12 år  $n-1$ . Disse er født i år  $n-1-x$ . Den 31/12 år  $n$  er det gjennomsnittlig ca.  $x+\frac{1}{2}$  år siden disse kvinnene ble født. Videre er  $B(x+1, n)$  lik antall levendefødte barn som disse kvinnene får i løpet av år  $n$ . Av dem som er  $x$  år 31/12 år  $n-1$  og som får barn i år  $n$ , føder ca. halvparten før de fyller  $x+1$  år, og resten føder etter at de har fylt  $x+1$  år. Ved nedkomsten i år  $n$  er det derfor gjennomsnittlig ca.  $x+1$  år siden disse kvinnene selv ble født. Det er derfor naturlig å ta  $B(x+1, n)/{}^K L(x, n-1)$  som et anslag på fruktbarheten for kvinner som er  $x+1$  år gamle. I mange befolkningsprognosemodeller er symbolbruken når det gjelder alder litt anderledes enn i dette arbeidsnotatet. (Se f.eks. Gilje og Nordbotten (1970).) Her er det lagt vekt på å få svar med den måten alderen brukes på i Statistisk årbok og andre steder.

Lexis skjema i figur 4.1 illustrerer estimeringa av fødselsraten  $\hat{f}(x+1, n)$ <sup>1)</sup>.

Figur 4.1. Lexis skjema. Fruktbarhet etter morens alder ved utgangen av året.



Et eksempel på bruk av formel (4.a):

$$\text{La } x=14 \text{ og } n=1970. \text{ Vi får da at } \hat{f}(15, 1970) = B(15, 1970)/{}^K L(14, 1969) = \\ 20/30038 = 0,67 \times 10^{-3}.$$

Fødselsraten i 1970 målt på denne måten er altså 0,67 pr. 1 000 15-årige kvinner.

#### 4.2. Fruktbarhet etter morens alder i fylte år ved nedkomsten.

En estimator for forventet antall barn en kvinne får mens hun er  $x$  år gammel i år  $n$  er

$$(4.b) \hat{f}(x, n) = \frac{\bar{B}(x, n)}{{}^K \bar{L}(x, n)}$$

der  $\bar{B}(x, n)$  er antall barn som blir født i år  $n$  av kvinner som har fylt  $x$  år ved nedkomsten, og  ${}^K \bar{L}(x, n)$  er middelfolkemengden for  $x$ -årige kvinner i år  $n$  når alderen regnes i fylte år. Et vanlig anslag for nevneren i (4.b) er  $\frac{1}{2} [{}^K L(x, n-1) + {}^K L(x, n)]$ <sup>2)</sup>, som gir følgende estimator:

1) Lexis skjema er forklart bl.a. hos Hoem (1967). 2) En kan finne bedre anslag. Se Hoem (1969b), § 6.4. Et annet anvendt anslag for nevneren i (4.b) er antall  $x$ -årige kvinner den 1. juli i år  $n$ .

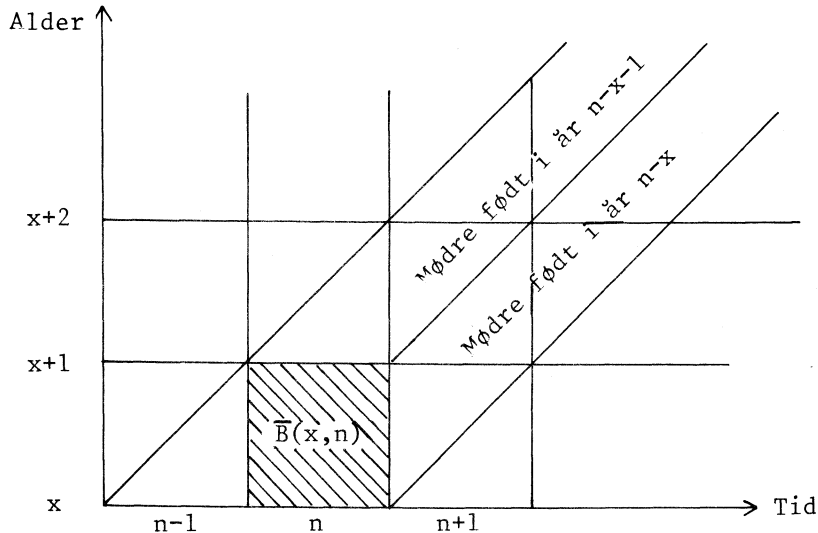


$$(4.c) \tilde{f}(x,n) = 2B(x,n) / (K_L(x,n-1) + K_L(x,n)).$$

I prognosen ble fruktbarhetsratene  $\tilde{f}(x,n)$  feilaktig brukt som estimator for  $f(x,n)$ .

Ved nedkomsten i år  $n$  er det gjennomsnittlig ca.  $x + \frac{1}{2}$  år siden disse kvinnene ble født. Se Lexis skjema i figur 4.2.

Figur 4.2. Lexis skjema. Fruktbarhet etter morens alder i fylte år ved nedkomsten.



Eksempel:  $\tilde{f}(15,1970) = \bar{B}(15,1970) / K_L(15,1970) = 64 / \frac{1}{2} \{29\ 842 + 30\ 029\} = 2,1 \times 10^{-3}$ .  
Fruktbarheten i 1970 målt på denne måten er altså 2,1 pr. 1 000 15-årige kvinner.

Av fig. 4.2 ser vi at fruktbarhetsrater etter morens alder i fylte år ved nedkomsten bygger på registrerte fødsler blant to fødselskull av kvinner.

#### 4.3. Sammenlikning av fruktbarhetsrater etter de to aldersdefinisjonene.

I dette avsnittet skal vi for enkelhets skyld sløyfe tidsangivelsen  $n$ .

Fruktbarhetsraten  $\hat{f}(x)$  (med alder regnet ved utgangen av året) er da et anslag på fruktbarheten for kvinner som gjennomsnittlig ble født ca.  $x$  år før nedkomsten. Raten  $\tilde{f}(x)$  (med alder regnet ved nedkomsten) er et anslag på fruktbarheten for kvinner som gjennomsnittlig ble født ca.  $x + \frac{1}{2}$  år før nedkomsten.

Fruktbarheten stiger med alderen for kvinner opp til ca. 24 år (nå for tida), for deretter å avta. Fruktbarhet beregnet etter morens alder ved nedkomsten vil derfor gi noe høyere verdier enn fruktbarhet etter morens alder ved utgangen av året for yngre kvinner, og lavere verdier for kvinner over ca. 24 år. (Se f.eks. diagram 2 og 3 i NOS A 468.)

I prognoseberegningene har vi altså brukt fruktbarhetsrater for kvinner som er ca.  $\frac{1}{2}$  år eldre enn dem vi egentlig er interessert i. Siden fruktbarheten øker (henholdsvis avtar) forholdsvis jamt med alderen, skulle det imidlertid være mulig å anslå de "riktige" fruktbarhetsratene, f.eks. ved interpolasjon. Fruktbarheten øker (avtar) ikke lineært med alderen,

men lineær interpolasjon kan likevel gi god tilnærming for de fleste aldre. Som et eksperiment anslo vi for 1970 noen fødselsrater  $\hat{f}(x)$  ved lineær og grafisk interpolasjon mellom de tilsvarende fødselsrater  $\check{f}(x)$  og  $\check{f}(x-1)$ . Resultatene finnes i tabell 4.2.

Tabell 4.1. Observert fruktbarhet etter morens alder ved nedkomsten. Noen utvalgte aldre 1970. (Beregnet ved formel (4.b).)

Alder i fylte år ved nedkomsten	14	15	16	17	18
Fruktbarhet pr. 1 000 kvinner .....	0,0	2,1	9,2	33,6	72,4

Tabell 4.2. Observert og interpolert fruktbarhet etter morens alder ved utgangen av året. Noen utvalgte aldre 1970.

(Regnestavsnøyaktighet)					
Alder $x$ <sup>1)</sup>	14	15	16	17	18
Observert <sup>2)</sup> .....	0,17	0,67	4,9	20,0	54,2
Lineær interpolasjon <sup>3)</sup> .....	0,53	1,05	5,7	21,4	
Grafisk interpolasjon <sup>3)</sup> .....		0,8	4,5	20,8	

1) Alder  $x$  = Observasjonsår ÷ fødselsår. 2) Beregnet ved formel (4.a).

3) Interpolasjonen er foretatt med tallene i tabell 4.1.

Av tabell 4.2 ser vi at lineær interpolasjon gir dårligere resultater enn den grafiske metoden (selv om denne ble anvendt forholdsvis unøyaktig). For aldre 15-17 år gir lineær interpolasjon for høye verdier. Dette er rimelig da fruktbarhetskurven i dette området er konveks.

Når det gjelder total fruktbarhet kan man ikke generelt si hvilken aldersdefinisjon som gir høyest verdi. Fruktbarhetsratene etter morens alder i fylte år ved nedkomsten blir som sagt høyere enn ratene etter morens alder ved utgangen av året for ynge kvinner, og lavere for eldre kvinner. Disse avvikene vil virke i motsatt retning når de aldersspesifikke ratene summeres sammen til den totale fruktbarhet. I 1961 gir fruktbarhet etter morens alder ved utgangen av året et totaltall på 2 879,5, mens fruktbarheten etter alder i fylte år ved nedkomsten gir 2 905,0, som er ca. 0,9% mer. I 1961 er altså overvurderinga av fruktbarheten for yngre kvinner større enn undervurderinga av eldre kvinner. Det er meget mulig at fruktbarhetskurven også i 1970 er av en slik form at dette er tilfelle, og at det ved framskrivinga ble brukt en total fruktbarhet som var litt for liten. Men denne feilen er selvfølgelig uten betydning når vi tar i betraktning den generelle usikkerhet om den framtidige fruktbarhetsutvikling.

Hvilken rolle bruken av feil fruktbarhetsrater spiller for de projiserte fødselstall, er det heller ikke mulig å si noe bestemt om.

Generelt vil det bli projisert for mange barn født av yngre kvinner og for få av eldre kvinner, og disse feilene vil gå i motsatt retning og derved motvirke hverandre. Hvilke feil som virker sterkest, er avhengig av aldersfordelinga for kvinner i fødedyktig alder. Er det svært mange flere yngre enn eldre kvinner vil det bli projisert for store fødselskull, og omvendt hvis det er flere eldre enn yngre kvinner.

For langtidsutviklinga av antall nyfødte pr. år skulle det ikke spille noen større rolle hvilke fruktbarhetsrater som brukes.

#### 4.4. Kommentarer til de fruktbarhetstall som oppgis i Statistisk årbok.

##### 4.4.1. Aldersbegrepet.

I Statistisk årbok for Norge har man hvert år en tabell med overskrift "Fruktbarheten etter morens alder. Reproduksjonskvotienter" (se f.eks. tabell 27, side 20 i 1970-utgaven.) Det er viktig å være oppmerksom på at "morens alder" ikke er noe entydig begrep i denne tabellen: Begge de begreper vi har nevnt tidligere i dette kapitlet er brukt.

For åra før 1961 har en anvendt morens alder i fylte år ved kalenderårets utgang. For åra fra 1961 og utover brukes alder i fylte år ved nedkomsten. I Statistisk årbok for 1964 gis det to serier av fruktbarhetstall for 1961, nemlig én for hvert av de to aldersbegrepene. Årbøkene fra og med 1965 inneholder ingen kommentarer som påpeker denne definisjonsendringen. I de Statistiske årbøker for 1964-1972 kan en imidlertid se at det er et tydelig brudd i rekken av aldersspesifikke fruktbarhetsrater i 1961. Se tabell 4.3, som illustrerer det mønster vi beskrev ovenfor når det gjelder forskjellene i fødselsrater beregnet etter de to aldersdefinisjonene.

Tabell 4.3. Fruktbarhet etter morens alder 1951-1970, oppgitt i Statistisk årbok for åra 1964-1972. Noen fem-årige aldersgrupper.

År	Morens alder				Brutto- re- produksjons- tall
	15-19	20-24	30-34	40-44	
	Alder regnet i fylte år ved kalenderårets utgang				
1951-1955 .....	21,8	129,5	116,8	28,5	1,263
1956-1960 .....	27,3	159,8	117,6	24,8	1,379
1959 .....	27,9	163,7	118,5	24,8	1,386
1960 .....	26,5	163,1	117,5	24,0	1,379
1961 .....	26,6	167,5	117,4	23,1	1,391

Tabell 4.3 (forts.). Fruktbarhet etter morens alder 1951-1970, oppgitt i Statistisk årbok for åra 1964-1972. Noen fem-årige aldersgrupper.

År	Morens alder				Brutto- re- produksjons- tall
	15-19	20-24	30-34	40-44	
	Alder regnet i fylte år ved nedkomsten				
1961 .....	35,2	175,3	113,9	19,6	1,404
1962 .....	35,8	177,9	111,5	19,6	1,399
1963 .....	37,3	176,8	113,0	18,4	1,416
1964 .....	39,6	179,9	113,8	18,5	1,425
1965 .....	41,0	179,9	111,6	17,7	1,412
1966 .....	43,0	178,8	107,2	17,0	1,394
1967 .....	42,3	178,3	102,9	15,2	1,360
1968 .....	43,9	177,0	98,6	14,1	1,332
1969 .....	44,7	175,5	95,7	13,5	1,308
1970 .....	44,6	166,7	88,5	10,4	1,216

#### 4.4.2. Beregning av reproduksjonstallene.

I Statistisk årbok gis det hvert år følgende definisjon av brutto-reproduksjonstallet. (BRT): "Det gjennomsnittlige antall levendefødte piker som under de gjeldene fruktbarhetsforhold vil bli født av en kvinne som gjennomlever hele den fødedyktige periode (15-44 år)."

Fruktbarheten til kvinner over 44 år inkluderes altså ikke. Denne er for tiden ikke stor, og på bare 0,1-0,2% av den totale fruktbarhet. Nå er det de eldre kvinners fruktbarhet som har avtatt mest i dette århundre, slik at det for sammenlikningsformål kunne være ønskelig at denne ble tatt med ved beregningen av brutto- og nettoreproduksjonstallene. Dessuten vil utelatelsen av fruktbarheten til 45-49-årige kvinner ved befolkningsprognoser bety en viss systematiske underprojisering av fødselstallene.

For å undersøke betydningen av denne utelatelsen har vi i tabell 4.4 sammenliknet tall for total fruktbarhet framkommet på forskjellige måter. For årene 1966-1971 kjenner vi de ett-årige fruktbarhetsratene, slik at vi også kan se hvilke feil som gjøre ved bruk av fem-årige istedenfor ett-årige rater.

Av tabell 4.4 ser vi at tallene i kolonne (5) og (6) stemmer svært godt overens for alle år bortsett fra 1967. De små avvikene skyldes trolig avrundingsfeil. Uoverensstemmelsen i 1967 er det ikke godt å forklare: Den kan skyldes regnefeil ved beregning av tallene i Statistisk årbok. Men den kan også skyldes at BRT for 1967 kanskje kan være beregnet for kvinner 15-49 år, og ikke 15-44 år som ellers i årboka.

Vogt (1971 b) sammenlikner og kommenterer forskjellige måter å beregne fruktbarhetsratene på. Sammenlikner vi Vogts tall med tallene fra årboka, ser vi at hvis vi legger fruktbarheten for 45-49 åringer (kolonne 2) til fruktbarheten for 15-44 åringer (kolonne 5), kommer vi svært nær tallene til Vogt 1 (kolonne 7), bortsett fra for året 1961. (De små differensene skyldes antakelig avrundingsfeil. Vogt brukte tre desimaler ved beregningen av de fem-årige fruktbarhetsrater.) For 1964 og 1965 ligger denne summen nærmere tallene i kolonne (8) enn tallene i kolonne (7). (For 1961 ser det ut som om Vogt har blandet sammen tallene for fruktbarhet etter alder ved årets utgang og etter morens alder ved nedkomsten. Se Vogt (1971 b), p. 29.)

Tabell 4.4. Total fruktbarhet Norge 1960-1971. Forskjellige beregningsmåter.

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
År	Fruktbarhetsrater for 46-49 åringer	Sum av ett-årige fruktbarhetsrater 15-49 år	Sum av ett-årige fruktbarhetsrater 15-49 år	Sum av fem-årig fruktbarhetsrater 15-44 år, multiplisert med 5 (Statistisk årbok)	Multiplikasjon av BRT med kjønnsprosjon for vedkommende år (Statistisk årbok)	Sum av fem-årige rater	
						Vogt 1	Vogt 2
						Med korreksjon	Uten korreksjon
1960 ..	11,1			2 834,5	2 834,4	2 845,2	2 845,5
1961 <sup>a</sup> .				2 879,5	2 878,9		
1961 <sup>b</sup> .	11,1			2 905,0	2 905,8	2 889,3	2 912,5
1962 ..	1,0			2 879,5	2 879,7	2 886,6	2 886,5
1963 ..	6,4			2 899,0	2 898,2	2 905,2	2 905,0
1964 ..	6,3			2 957,0	2 956,7	2 975,4	2 963,5
1965 ..	7,0			2 925,0	2 925,1	2 898,9	2 932,0
1966 ..	5,6	5,4	2 900,2	2 887,5	2 886,8	2 897,3	2 893,0
1967 ..	6,1	5,9	2 803,6	2 793,5	2 801,3	2 798,0	2 807,0
1968 ..	5,0	4,9	2 749,4	2 745,5	2 746,4	2 750,9	2 750,9
1969 ..	4,2	4,3	2 692,7	2 694,5	2 693,4	2 699,1	2 698,5
1970 ..		3,6	2 498,0	2 512,0		(2 487,5)	(2 500,0)
1971 ..		2,5	2 487,8	2 493,0			

1960 og 1961<sup>a</sup>: Etter alder ved utgangen ved nedkomsten. året. 1961<sup>b</sup>-1970: Etter alder ved nedkomsten.

Tallene i kolonne (3) og (4) er beregnet på grunnlag av upubliserte ett-årige fruktbarhetsrater fra Byrået.

Tallene for 1960-1970 i kolonne (5) og (6) er beregnet på grunnlag av opplysninger i Statistisk Årbok 1964-1972, og tallet for 1971 på grunnlag av opplysninger i Statistisk Ukehefte nr. 30, 1972.

Vogt 1 refererer til Vogt (1971b); Chapter I, Appendix II.

Vogt 2 refererer til Vogt (1971a); Kapitel XI og VIII.

Tallene i (7) er korrigerert for fruktbarheten til kvinner med uoppgitt alder.

Av kolonne (2) i tabell 4.4 ser vi at utelatelse av fruktbarheten for 45-49 åringer fører til at den totale fruktbarhet blir mellom 4 og 7 enheter for liten pr. 1 000 kvinner for åra 1962-1969. Tallene i Statistisk årbok for brutto- og netto-reproduksjon er derfor ca. 0,0002-0,0003 eller

0,1-0,3% for lave. På grunn av avtakende fruktbarhet for de eldste kvinner blir denne feilen stadig mindre. For åra før 1961 er feilen større, men her må vi også ta hensyn til at aldersdefinisjonen er annerledes.

På grunnlag av tallene i tabell 4.4, har vi i tabell 4.5 satt opp total fruktbarhet beregnet ved ett-årige og fem-årige rater.

Tabell 4.5. Total fruktbarhet Norge 1966-1971 beregnet ved ett-årige og fem-årige rater.

Kolonnenr. i tabell 4.4:	Sum av ett-årige rater 15-49 år	Sum av fem-årige rater 15-49 år
	(4)	(2)+(5)
1966 .....	2 900,2	2 893,1
1967 .....	2 803,6	2 799,6
1968 .....	2 749,4	2 750,5
1969 .....	2 692,7	2 696,7
1971 .....	2 487,7	2 493,0

Summen av ett-årige rater er høyere enn summen av fem-årige rater i 1966 og 1967, omtrent lik i 1968 og lavere i 1969-1971. Disse forskjellene må skyldes aldersstrukturen i vedkommende år (så sant det ikke er gjort regnefeil e.l.). Vi ser at samlet fruktbarhet basert på ett-årige og fem-årige rater kan gi forskjellige resultater (her opptil 0,6%). Vi må derfor være forsiktige med å trekke konklusjoner om små endringer i fruktbarheten på grunnlag av fem-årige rater, da endringene kan skyldes endret aldersfordeling og ikke noe annet. Vi må også være forsiktig med å sammenlikne samlet fruktbarhet basert på opplysninger om ett-årsklasser og om fem-årsklasser.

#### 4.5. Kjønnsporsjon.

Kjønnsporsjonen defineres vanligvis som forholdet mellom antall levendefødte gutter og piker. Ofte brukes også dette forholdet multiplisert med 100, dvs. antall gutter som blir født pr. 100 piker.

I prognosemodellen bruket vi en annen størrelse, som kan kalles kjønnssannsynligheten eller guttekvotienten (henholdsvis pikekvotienten). Denne defineres som forholdet mellom antall levendefødte gutter og antall levendefødte<sup>1)</sup> av begge kjønn.

Guttekvotienten ble estimert på grunnlag av antall registrerte fødsler i åra 1961 til 1970:

$$(4.d) \hat{M}_C = \left( \frac{\sum_{n=1961}^{1970} M_B(n)}{\sum_{n=1961}^{1970} B(n)} \right) = 0,51543,$$

der  $B(n)$  fortsatt er antall levendefødte barn i år  $n$ , og  $M_B(n)$  er antall gutter blant disse.

Kjønnsporsjonen (som endrer seg i takt med guttekvotienten) har vist små variasjoner i de siste 10 år, se tabell 4.6. Den har heller ikke variert mye de siste 100 år, bortsett fra mindre periodiske svingninger. Kjønnsporsjonen var bl.a. høyere omkring slutten av 2. verdenskrig.

1) Sammenhengen mellom kjønnsporsjonen  $K$ , guttekvotienten  $M_C$ , og pikekvotienten  $K_C$  er  $K = M_C / (1 - M_C)$  og  $M_C + K_C = 1$ .  $K_C = 1 / (1 + K)$ .

Flere empiriske undersøkelser har vist at kjønnsproporsjonen bl.a. varierer med morens alder, fødselens paritet, og farens alder. I perioder med en endring i en eller flere av slike faktorer skulle vi kunne få en endring i kjønnsproporsjonen!

En skulle også kunne få en viss endring av kjønnsproporsjonen p.g.a. bedre helsekontroll og fødselshjelp, som gir færre dødfødte barn. Overskuddet av gutter blant dødfødte har vist en avtakende tendens (Backer (1965), pp 104-105).

Det er imidlertid vanskelig å påvise kvantitativt en sammenheng mellom kjønnsproporsjonen og andre faktorer, og det er heller ikke lett å si hvordan disse faktorene vil utvikle seg i tida framover. Dessuten er det lite trolig at variasjonene i kjønnsproporsjonen kan bli så store at de ville få noen vesentlig innflytelse på en befolkningsprognose. Kjønnsproporsjonen ble derfor holdt konstant og lik  $0,51543/0,48457 (=1,064)$ .

For undersøkelser av kjønnsproporsjonen vises det til f.eks. Tarver og Lee (1968) og G.N. Pollard (1969). Begge artiklene inneholder en rekke referanser til andre arbeider.

Tabell 4.6. Guttekvotienten 1961-1971.

År	Antall gutter pr. 100 levende- fødte barn, 100 $\frac{M}{C}$
1961 .....	51,68
1962 .....	51,42
1963 .....	51,14
1964 .....	51,81
1965 .....	51,73
1966 .....	51,71
1967 .....	51,45
1968 .....	51,50
1969 .....	51,44
1970 .....	51,54
1971 .....	<u>51,24</u>
I alt 1961-1970 .....	<u>51,543</u>

K i l d e r: 1961-1970: Statistisk årbok for åra 1965, 1967, 1971 og 1972.  
1971: Folkemengdens bevegelse 1971.

## 5. DØDELIGHET

### 5.1. Spedbarnsdødelighet.

Spedbarnsdødeligheten i Norge er meget lav, og den har vist synkende tendens i mange år. En tilsvarende utvikling har funnet sted i våre naboland. Sverige har lavere dødelighet i første leveår enn Norge, både for piker og gutter, men nedgangen i de to landa har gått noenlunde parallellt. Se tabell 5.1 og figur 5.1. I prognosen lar vi derfor spedbarnsdødeligheten falle lineært i ytterligere tre år, til det laveste nivå som er observert i Sverige (1968 for gutter og 1966 for piker). I resten av fram-

skrivingsperioden holdes spedbarnsdødeligheten fast på dette nivået<sup>1)</sup>.

Spedbarnsdødeligheten i år  $n$  er her definert som sannsynligheten for at en levendefødt gutt (pike) skal dø innen utgangen av det kalenderår han (hun) ble født. Vanligvis defineres spedbarnsdødeligheten noe anderledes, nemlig som sannsynligheten for at et barn skal dø i løpet av første leveår. Denne er selvsagt høyere enn den som brukes i prognosen, da observasjonsperioden er lenger. (Den er allikevel ikke mye høyere, da dødeligheten er størst i de første ukene.) Figur 5.2 illustrerer estimeringsmetoden for den spedbarnsdødeligheten som er brukt i prognosen.

Følgende estimator brukes for spedbarnsdødeligheten til gutter:

(5.a)  $M_q(0,n) = M_{D(0,n)} / M_B(n)$ ;  $n=1969, \dots, 1972$ . Tilsvarende formel brukes for piker.

Tabell 5.1. Spedbarnsdødelighet i Norge 1961-1970. (Døde i kalenderåret pr. 1000 av levendefødte samme år.)<sup>2) 3)</sup>

Fødselsår	Døde pr. 1 000	
	Gutter	Piker
1961 .....	18,1	12,9
1962 .....	17,7	12,7
1963 .....	16,0	12,7
1964 .....	16,1	13,0
1965 .....	16,4	12,7
1966 .....	14,4	10,8
1967 .....	14,9	11,2
1968 .....	13,2	10,9
1969 .....	14,0	10,7
1970 .....	13,4	9,2
1971 .....	13,5	9,0

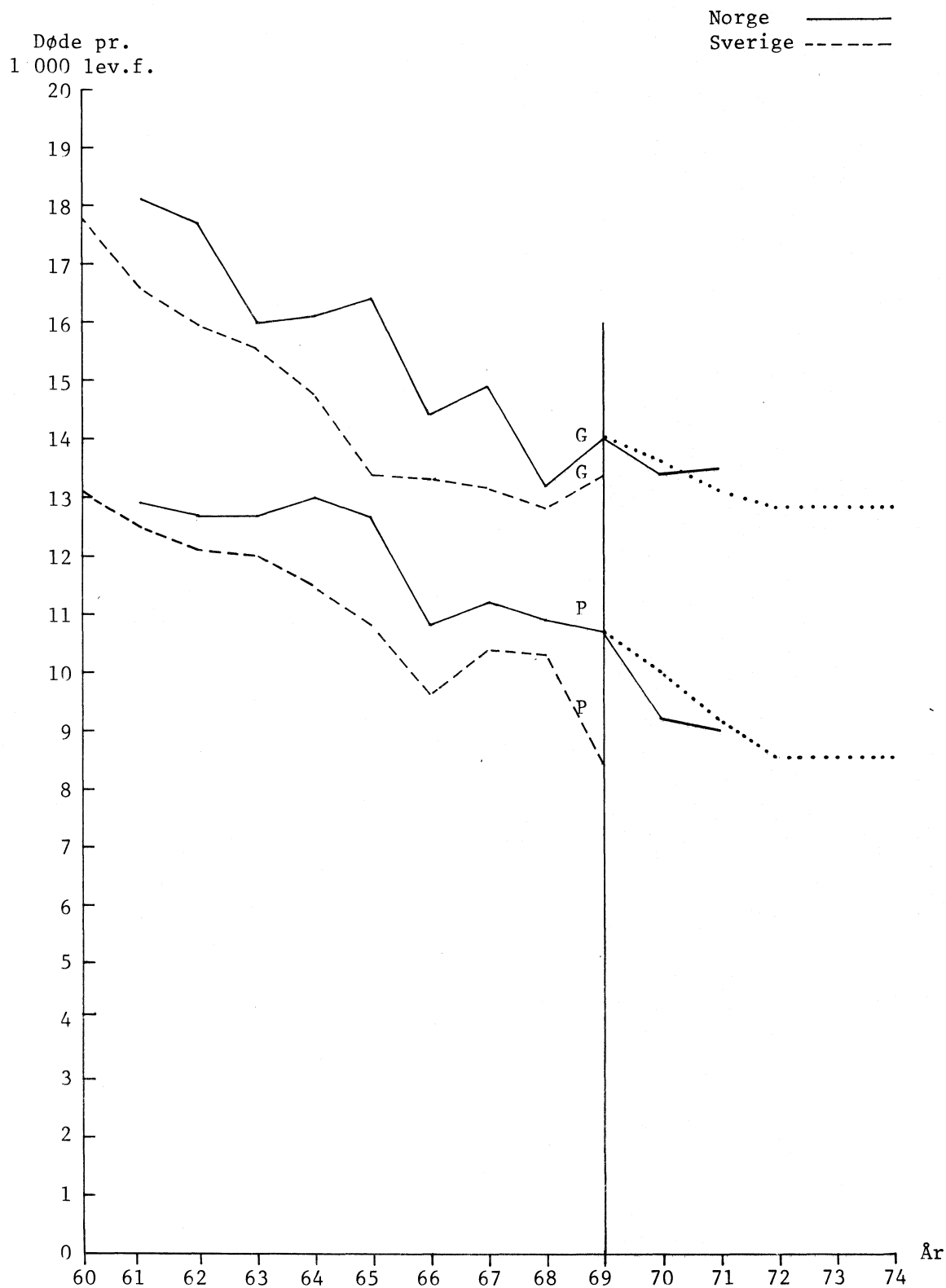
1) Tallene for 1970 viser at antakelsen om fortsatt fallende spedbarnsdødelighet slo til. Men for både piker og gutter falt den fra 1969 til 1971 noe raskere enn forutsatt i befolkningsprognosen, se figur 5.1.

2) Upubliserte tall fra Byrået.

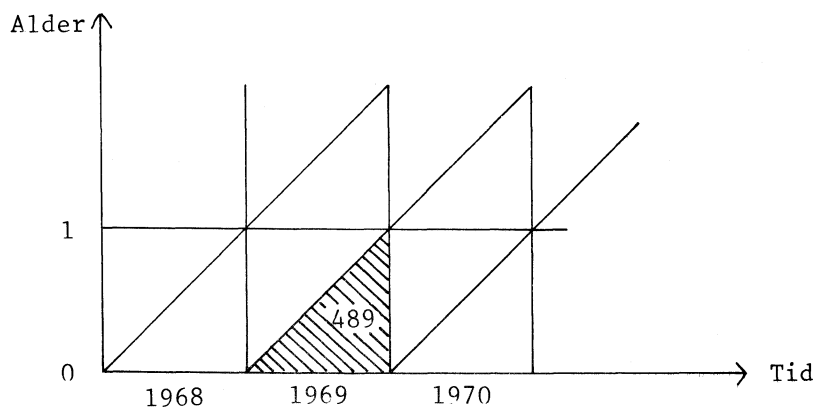
3) Tallene for 1971 er kommet til under korrekturlesinga.



Figur 5.1. Spedbarnsdødelighet i Norge 1961-71 og Sverige 1960-69.  
 Framskrevet for Norge 1970-74. Piker og gutter.  
 (Døde i kalenderåret pr. 1 000 levendefødte samme år.)



Figur 5.2. Lexis skjema. Spedbarnsdødelighet.



I 1969 ble det født 34 845 gutter og 489 av dem døde før 31. desember samme år. Spedbarnsdødeligheten for gutter i 1969 blir da:

$${}^M q(0,1969) = \frac{489}{34\ 846} = 14,0 \text{ pr. } 1000.$$

### 5.2. Dødelighet for andre aldre.

Dødeligheten for kvinner fortsatte å synke i 1960-åra, men den ser nå ut til å ha stagnert i visse aldersklasser. Dødeligheten for menn over ca. 45 år har vist svakt stigende tendens i 1960-åra. Se Bolander (1971). Endringene for både kvinner og menn er små, og de variasjoner en kan vente, har liten virkning på befolkningsprognosen. (Fruktbarhet og spedbarnsdødelighet er langt viktigere faktorer.) For aldre fra 0 år og oppover har vi derfor holdt dødeligheten konstant på det nivå som ble observert i 1966-68, altså det samme som ble brukt i forrige framskrivning (NOS A 307, 1969), bortsett fra at ratene nå er glattet. Estimeringen av dødelighetsratene er beskrevet av Gilje og Nordbotten (1970), formlene (3.5) og (3.6)<sup>1)</sup>.

Det er seinere oppdaget at det ble begått en feil ved framskrivinga i 1969. For 1-åringer ble det brukt dødelighet for barn som er ca.  $\frac{1}{2}$  år eldre enn dem vi egentlig er interessert i. Personer som vi kaller 1-åringer er i gjennomsnitt  $\frac{1}{2}$  år gamle den 1/1. (De registreres som 0-åringer den 31/12 i det foregående kalenderår.) De fyller 1 år i løpet av året, og det er derfor rimelig å betegne deres dødssannsynlighet med  $q(1)$ , i samsvar med fotnote 1 nedenfor. Med utgangspunkt i en vanlig dødelighetstabell blir da

(5.b)  $q(1) = \frac{l_{\frac{1}{2}} - l_{\frac{3}{2}}}{l_{\frac{1}{2}}}$ , der  $l_x$  som vanlig betegner antall personer som blir  $x$  år gamle av 100 000 nyfødte. Ved framskrivinga i 1969 (og i 1971) ble det isteden brukt

1) Det er imidlertid en liten forskjell på aldersangivelsene i formlene her (se kap. 2), og hos Gilje og Nordbotten. De lar  $q(x)$  betegne dødeligheten til personer som er  $x$  år gamle (i fylte år) ved begynnelsen av året (egentlig utgangen av forrige kalenderår). I dette notatet lar vi denne dødeligheten betegnes med  $q(x+1)$ , da de ovennevnte personer gjennomsnittlig er  $x+1$  år gamle i observasjonsåret. De er, eller ville blitt,  $x+1$  år gamle ved utgangen av dette året.

$$(5.c) \quad q(1)' = \frac{l_0 - l_1}{l_0}$$

Ettåringene er derfor blitt utsatt for høy dødelighet. (Dette gjelder både for gutter og piker.) For prognosen betyr dette at det blir regnet med noe for små kull av ett-åringer (av størrelsesorden 50 pr. år)<sup>1)</sup>.

Dette korresponderer med en viss senking av fruktbarheten ved korrekt dødelighet.

Bruken av  $q(1)'$  istedenfor  $q(1)$  gir altså i praksis samme resultat som om prognoseberegningene hadde blitt foretatt med en litt lavere fruktbarhet.

Uten glatting viser dødelighetsratene uregelmessige sprang fra en alder til den neste. Se figur 5.3. Det er en god del tilfeldige variasjoner for aldre hvor det dør få (fra ca. 5 til ca. 40 år), og for aldre hvor det er få gjenlevende (over ca. 90). Det er derfor nødvendig å glatte ratene.

Før glattinga måtte det gjøres visse korreksjoner av ratene for de aller eldste. Sannsynligheten for at personer som er 100 år den 31/12 i et år skal dø i neste kalenderår er satt lik 1,0, dvs. at

$${}^M q(101) = {}^K q(101) = 1.0.$$

For 100-årige kvinner og menn er de observerte rater henholdsvis 0,0 og 0,27, begge altfor lave verdier. Ratene for disse er derfor satt lik gjennomsnittet av dødeligheten for 99- og 101-åringer, dvs.

$$(5.d) \quad \hat{q}(100) = \frac{1}{2}(q(99) + q(101)) = \frac{1}{2}(q(99) + 1,0).$$

Deretter ble dødelighetsratene for kvinner og menn i aldrene 3-99 år glattet ved tre-leddet bevegelig gjennomsnitt:

$$(5.e) \quad \hat{q}(x) = 1/3(\hat{q}(x-1) + \hat{q}(x) + \hat{q}(x+1)); \quad x=3, \dots, 99.$$

Dødeligheten for 2-åringer ble ikke glattet, da dødeligheten synker svært raskt fra 1 til 2 år. (Glatting ved treleddet gjennomsnitt ville derfor ha gitt for høy verdi til  $\hat{q}(2)$ .)

I tabell 5.2 har vi oppgitt observerte og glattede dødelighetsrater for menn og kvinner i aldrene 1-101 år. I figur 5.3 har vi plottet de observerte og de glattede ratene for aldre 1-39 år, bl.a. for å illustrere behovet for glatting. Dødeligheten stiger jamnt fra ca. 40 til slutten av 80-års alderen.

1) Dette stemmer med de registrerte tall. Registrert antall 1-åringer den 31/12 1970 er 66 725, mens prognosen regner med 66 998. Her kommer ikke feil p.g.a. fruktbarheten inn, og resten av underprojiseringa må skyldes feil i utgangsbestanden og flyttinger (i 1970 var det en registrert netto-utflytting på 344 i alderen 0-4 år).

Tabell 5.2. Dødelighet for kvinner og menn 1-101 år i Norge 1966-1968.  
 Observerte og glattede hyppigheter pr.1 000

Alder	Observerte		Glattet	
	Kvinner	Menn	Kvinner	Menn
1	2,3009	2,5568	2,3009	2,5568
2	0,8817	1,0843	0,8817	1,0843
3	0,5539	0,8873	0,6294	0,8631
4	0,4526	0,6177	0,4415	0,6529
5	0,3179	0,4538	0,3768	0,6029
6	0,3599	0,7373	0,3232	0,5814
7	0,2919	0,5532	0,3217	0,6322
8	0,3133	0,6062	0,2611	0,5347
9	0,1780	0,4448	0,2263	0,4665
10	0,1876	0,3485	0,1734	0,3593
11	0,1546	0,2846	0,1656	0,3240
12	0,1547	0,3388	0,1922	0,3641
13	0,2672	0,4689	0,2191	0,4587
14	0,2353	0,5683	0,2700	0,5547
15	0,3075	0,6269	0,2996	0,6264
16	0,3561	0,6841	0,3399	0,7157
17	0,3561	0,8360	0,3983	0,8958
18	0,4826	1,1674	0,3892	1,0134
19	0,3288	1,0368	0,3763	1,1239
20	0,3175	1,1675	0,3470	1,0804
21	0,3947	1,0369	0,3515	1,0619
22	0,3423	0,9813	0,3741	1,0252
23	0,3854	1,0575	0,3294	1,0366
24	0,2604	1,0709	0,3070	1,0614
25	0,2753	1,0557	0,2959	1,0483
26	0,3520	1,0183	0,3626	1,0254
27	0,4606	1,0021	0,4303	1,0970
28	0,4784	1,2706	0,4659	1,0850
29	0,4586	0,9822	0,4761	1,1704
30	0,4912	1,2584	0,4505	1,1930
31	0,4018	1,3384	0,4752	1,2911
32	0,5325	1,2764	0,5380	1,3042
33	0,6796	1,2978	0,6065	1,3325
34	0,6073	1,4232	0,6869	1,2878

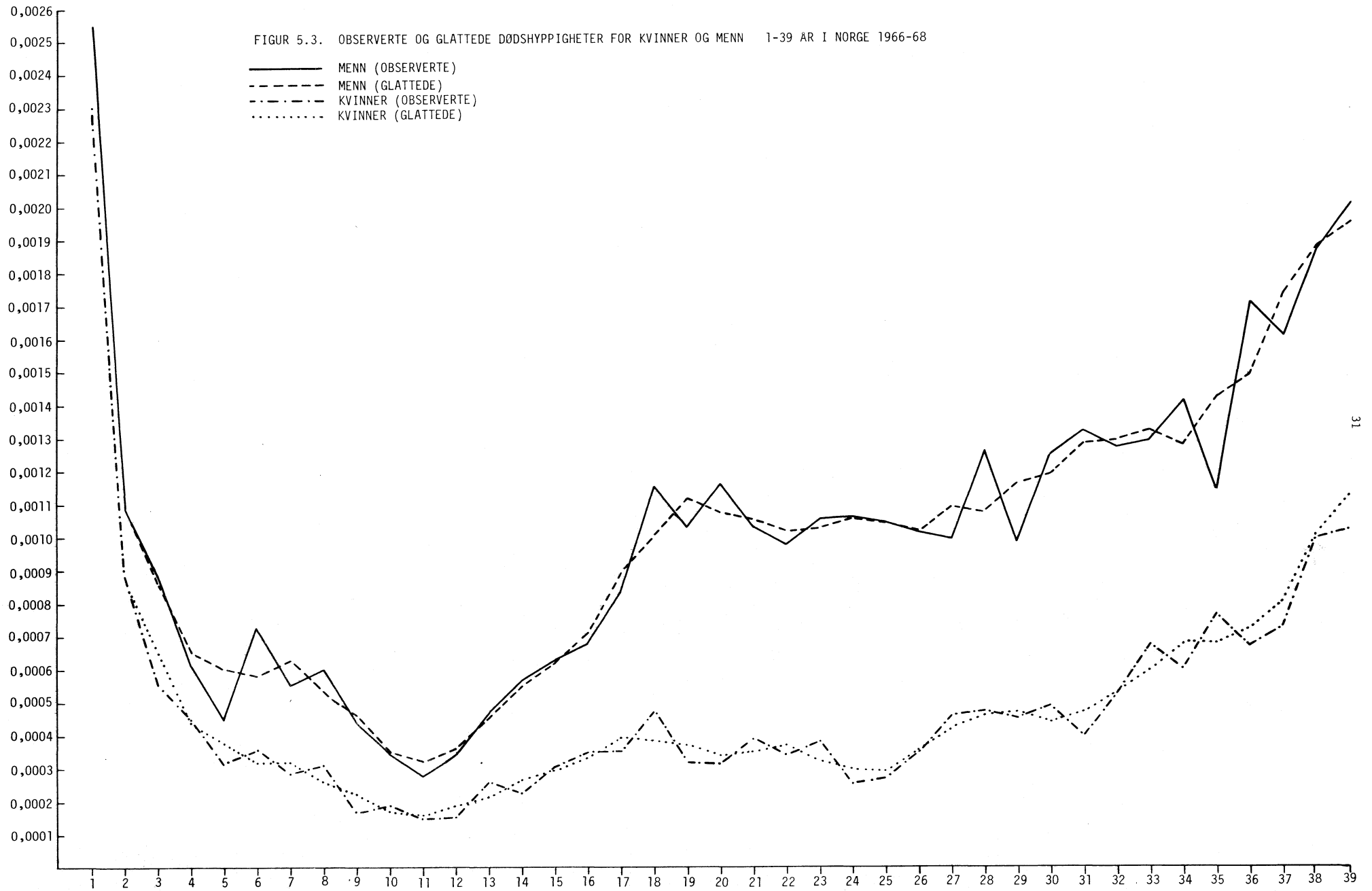
Tabell 5.2. (forts.). Dødelighet for kvinner og menn 1-101 år i Norge  
1966-1968. Observerte og glattede hyppigheter  
pr. 1 000

Alder	Observed		Smoothed	
	Women	Men	Women	Men
35	0,7739	1,1424	0,6865	1,4301
36	0,6784	1,7247	0,7293	1,4969
37	0,7356	1,6235	0,8108	1,7433
38	1,0184	1,8816	1,0190	1,8920
39	1,3030	2,1709	1,1343	2,0631
40	1,0815	2,1369	1,1578	2,2313
41	1,0889	2,3860	1,1780	2,3328
42	1,3635	2,4756	1,3709	2,5923
43	1,6603	2,9152	1,6249	2,5516
44	1,8509	3,2641	1,8344	2,9207
45	1,9921	3,5828	1,8506	3,2256
46	1,7088	3,8300	1,9588	3,9364
47	2,1754	4,3963	2,0687	4,3847
48	2,3220	4,9279	2,4402	4,9003
49	2,8231	5,3766	2,6794	5,2436
50	2,8931	5,4262	2,9721	5,7325
51	3,2002	6,3946	3,2355	6,1491
52	3,6131	6,6265	3,6346	6,8092
53	4,0904	7,4066	3,8573	7,3689
54	3,8685	8,0737	4,2183	8,1630
55	4,6961	9,0088	4,6145	9,2159
56	5,2788	10,5651	5,0360	10,2767
57	5,1332	11,2562	5,2851	11,3283
58	5,4433	12,1636	5,9343	11,9305
59	7,2265	12,3716	6,7796	13,1634
60	7,6691	14,9551	7,7043	14,5374
61	8,2173	16,2854	8,4702	16,4549
62	9,5243	18,1241	9,2234	18,2954
63	9,9287	20,4767	10,3803	20,0911
64	11,6878	21,6726	11,5307	22,3442
65	12,9757	24,8833	12,9178	24,8544
66	14,0898	28,0074	14,4574	27,6878
67	16,3067	30,1728	16,2649	30,2426
68	18,3983	32,5476	18,3416	32,9546

Tabell 5.2. (forts.). Dødelighet for kvinner og menn 1-101 år i Norge  
1966-1968. Observerte og glattede hyppigheter  
pr. 1 000

Alder	Observert		Glattet	
	Kvinner	Menn	Kvinner	Menn
69	20,3198	36,1436	20,5757	35,5576
70	23,0090	37,9816	23,2785	39,1966
71	26,5067	43,4647	26,3507	42,5384
72	29,5363	46,1690	29,6650	46,3879
73	32,9520	49,5300	33,0983	50,2042
74	36,8066	54,9138	36,7477	53,7374
75	40,4844	56,7685	41,7176	59,1197
76	47,8620	65,6768	46,3220	65,3627
77	50,6198	73,6430	52,8596	72,1352
78	60,0971	77,0858	59,3269	77,9732
79	67,2639	83,1909	66,8362	84,1846
80	73,1477	92,2772	73,1211	94,0238
81 <sup>o</sup>	78,9518	106,6034	81,1177	103,8088
82	91,2538	112,5458	90,5300	115,3429
83	101,3847	126,8794	101,7884	123,9502
84	112,7268	132,4254	113,2811	131,5286
85	125,7320	135,2812	124,8387	141,5283
86	136,0574	156,8785	138,8007	150,1737
87	154,6130	158,3614	149,6303	163,2199
88	158,2207	174,4200	161,8345	178,6805
89	172,6701	203,2602	174,0713	195,7551
90	191,3232	209,5853	187,8489	215,2073
91	199,5537	232,7767	203,8131	234,4648
92	220,5624	261,0325	218,7489	253,4932
93	236,1306	266,6707	233,4983	264,4323
94	243,8020	265,5938	251,1266	279,0798
95	273,4473	304,9751	268,0438	288,2802
96	286,8823	294,2720	290,2876	310,4165
97	310,5334	332,0024	294,8498	293,7847
98	287,1338	255,0800	321,9011	333,2011
99	368,0363	412,5210	446,3959	457,9535
100	000,0000	273,2326	684,0181	706,2603
101			1 000,0000	1 000,0000

FIGUR 5.3. OBSERVERTE OG GLATTEDE DØDSHYPPIGHETER FOR KVINNER OG MENN 1-39 ÅR I NORGE 1966-68



## 6. ANTALL KVINNER FORDELT ETTER EKTESKAPELIG STATUS.

### 6.1. Innledning.

Da Byrået sommeren 1971 ble bedt om å lage en ny befolkningsprognose, ble det fra flere hold ytret ønske om også å få tall for personer etter ekteskapeelig status. Dette har bl.a stor interesse når det gjelder arbeidskrafttilgang og boligbehov.

Det ble derfor laget en framskriving av antall kvinner etter ekteskapeelig status. Grunnen til at ikke også mennene ble fordelt etter ekteskapeelig status er at det ikke foreligger noen enkel operasjonell teori for ekteskapsinngåelse som tar med begge kjønn og som kunne implementeres innen den tid som sto til rådighet. (Se Hoem, 1969 a.) I avsnitt 6.6 omtales noen metoder til beregning også av antall menn etter ekteskapeelig status. Disse metodene er imidlertid svake teoretisk sett. Den metode som Widén (1969) refererer, medfører nokså mye beregningsarbeid. J.H. Pollards (1969) metode involverer svært komplisert programmering.

Ved framskrivinga av kvinner etter alder og ekteskapeelig status, brukte en i 1971 samme metode som ved framskrivinga av menn og kvinner etter alder, nemlig komponentmetoden. Kvinner er inndelt i tre grupper (ugifte, gifte og førgifte), som behandles særskilt når det gjelder ekteskapeelig status, men likt når det gjelder fruktbarhet og dødelighet.

Ratene for giftermål og ekteskapsoppløsning er beregnet på grunn av data fra 1968 og 1969. Ratene er holdt konstante på dette nivået gjennom hele framskrivingsperioden. Grunnlaget for beregninga av disse ratene er forholdsvis svakt.

På grunn av tidsnød ble det ikke anledning til å nedlegge tilstrekkelig arbeid i beregning av ekteskapsratene og i framskrivinga. I "Prinsipper og definisjoner" i NOS A 468 er det da også oppfordret til varsomhet: "Oppdelingen av kvinner etter ekteskapeelig status må derfor behandles med enda større forsiktighet enn resten av resultatene."

Ut på vinteren 1971-1972 ble det mulig å sammenlikne projiserte og registrerte tall for 31/12 1970. For antall levendefødte og befolkningen etter kjønn og alder ga framskrivinga noenlunde tilfredsstillende resultater. For kvinner etter ekteskapeelig status ble det derimot observert store forskjeller mellom projiserte og registrerte tall (opptil 30%). (Se tabell 5.1.) For å finne årsakene til dette ble derfor metode, estimer og prognoseprogram inngående studert. Vi kom fram til at mesteparten av avvikene skyldes feil i utgangsbestanden og bruk av gal beregningsmetode for inngåelse og oppløsning av ekteskap. Det ble brukt giftermålsrater som var beregnet etter kvinnes alder ved vigselen, istedenfor alder ved årets utløp. Dette førte til at det ble brukt for høye giftermålsrater for yngre kvinner, og for lave rater for eldre, både for ugifte og før



gifte kvinner. Bruken av gale giftermålsrater skyldes dels misforståelser og dels manglende data. Byrået hadde nemlig ikke opplysninger om antall ugifte kvinner etter fødselsår for 1968 og 1969.

Tabell 6.1. Antall kvinner fordelt etter ekteskapelig status pr. 31/12 1970. Sammenlikning av registrerte og prognostiserte tall. Noen utvalgte aldersklasser.

Alder	I alt		Ugifte		Gifte (Separerte inkludert)		Før gifte (Skilte og enker)	
	Prog- nose	Regi- strert	Prog- nose	Regi- strert	Prog- nose	Regi- strert	Prog- nose	Regi- strert
16-19 ....	117614	117482	107414 (109260)	109210	10180 (8338)	8256	16 (16)	16
20-24 ....	152411	151680	68436 (69626)	70041	83051 (81799)	80601	923 (986)	1038
40-44 ....	108412	108350	7922	7618	95182	95556	5307	5176
70-74 ....	80078	80113	16180 (16179)	15914	32116 (32372)	31933	31781 (31527)	32266
80-84 ....	32717	32474	7311	7086	5980	5829	19427	19559
85 og over	20443	20129	4744	4483	1763	1660	13939	13986
I alt ....	1956288	1954605	826484	824459	932066	931292	197734	198854

Prognose: "Framskrivning av folkemengden 1971-2000", NOS A 468.

Registrert: "Folkemengden etter alder og ekteskapelig status 31/12-1970", NOS A 448.

Tallene i parentes er korrigerede prognosetall. Se avsnitt 6.4.

Når det gjelder ratene for ekteskapsopplysning har Byrået tall for antall nye skilte og enker etter fødselsår. Men nesten halvparten av de nye enkene i 1968-69 hadde uoppgitt fødselsår, slik at ratene trolig er svært usøyaktige. I tillegg til dette ble det gjort en liten programmeringsfeil. Det ser ut som disse to feilene delvis kan ha opphevet hverandre.

Ved sammenlikning av projiserte og registrerte tall er det viktig å være oppmerksom på at antall før gifte kvinner bare skal omfatte enker og skilte kvinner, og ikke separerte kvinner. Dette skyldes at oppgavene over antall separerte kvinner er svært usikre. Ved estimering av sannsynlighetene for ekteskapsopløsning ble derfor separasjoner ikke regnet med. Problemet med separerte kvinner i prognoser er behandlet nærmere i avsnitt 6.5.

I dette kapitlet vil vi beskrive de ratene som ble brukt, og de som skulle vært brukt. Vi vil sammenlikne projiserte og registrerte tall, og med "korrigerede" prognosetall, der det er umulig å beregne de "riktige" ratene.

Til slutt gir vi en oversikt over feil og svakheter i framskrivinga av antall kvinner etter ekteskadelig status, og foreslår visse forbedringer.

## 6.2. Giftermålsrater

### 6.2.1. Giftermålsrater etter alder ved årets utgang.

Vi lar  $g(x+1)$  være sannsynligheten for at en kvinne som er  $x$  år og ugift den 31/12 i et år, blir gift i løpet av det følgende kalenderår. En estimator for  $g(x+1)$  basert på to observasjonsår er:

$$(6.a) \quad \hat{g}(x+1) = \frac{G(x+1,n) + G(x+1,n+1)}{U_L(x,n-1) + U_L(x,n)}$$

der  $U_L(x,n-1)$  som før er antall kvinner som er  $x$  år og ugift den 31/12 i år  $n-1$ , og  $G(x+1,n)$  er antall av slike kvinner som gifter seg for første gang i år  $n$ . (Se fig. 6.1).

Tilsvarende for omgifteratene:

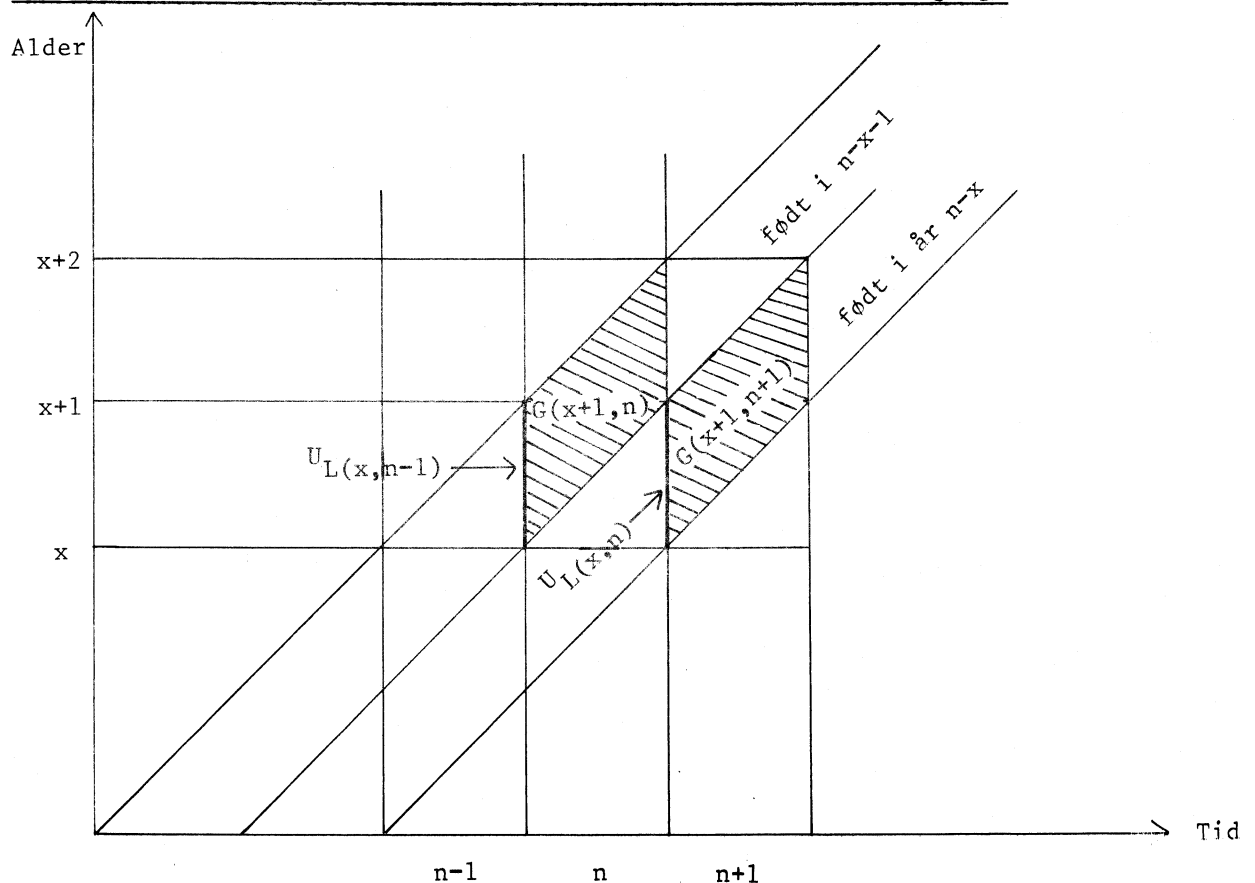
$$(6.b) \quad \hat{r}(x+1) = \frac{R(x+1,n) + R(x+1,n+1)}{T_L(x,n-1) + T_L(x,n)}$$

Her står  $T$  for "tidligere gift" (før gift).  $R(x+1,n)$  er antall kvinner som gifter seg omigjen i år  $n$ , blant dem som er  $x$  år og tidligere gift den 31/12 i år  $n-1$ .

$\hat{r}(x+1)$  er altså en estimator for sannsynligheten for at en før gift kvinne som er  $x$  år den 31/12 blir gift igjen i løpet av det følgende kalenderår.

Befolkningsframskrivinga ble laget under forutsetning av at de ratene vi fikk utlevert, var estimater for  $g(x)$  og  $r(x)$ . Beklageligvis var de ikke det. Se neste avsnitt (6.2.2).

Figur 6.1. Lexis skjema. Giftermål etter alder ved årets utgang.



### 6.2.2. Giftermålsrater etter alder ved vigselen.

La  $\gamma(x)$  være sannsynligheten for at en ugift kvinne blir gift for første gang i løpet av et kalenderår mens hun er  $x$  år gammel (i fylte år). En estimator for  $\gamma(x)$  basert på to observasjonsår er:

$$(6.c) \quad \check{g}(x) = \frac{\bar{G}(x,n) + \bar{G}(x,n+1)}{U_{L(x,n)}^- + U_{L(x,n+1)}^-}; \quad x = 15, \dots, 69; \quad n = 1968.^{1)}$$

Som et anslag for nevneren her kan en bruke  $2 L(x,1968)$ , slik at en får estimatoren

$$(6.d) \quad \tilde{g}(x) = \frac{\bar{G}(x,n) + \bar{G}(x,n+1)}{2 L(x,n)}; \quad x = 15, \dots, 69; \quad n = 1968.$$

I prognosen ble giftermålsratene  $\check{g}(x)$  feilaktig brukt som estimatorer for giftermålssannsynlighetene  $g(x)$ . (Vi skulle ha brukt  $\hat{g}(x)$  i formel (6.a).)

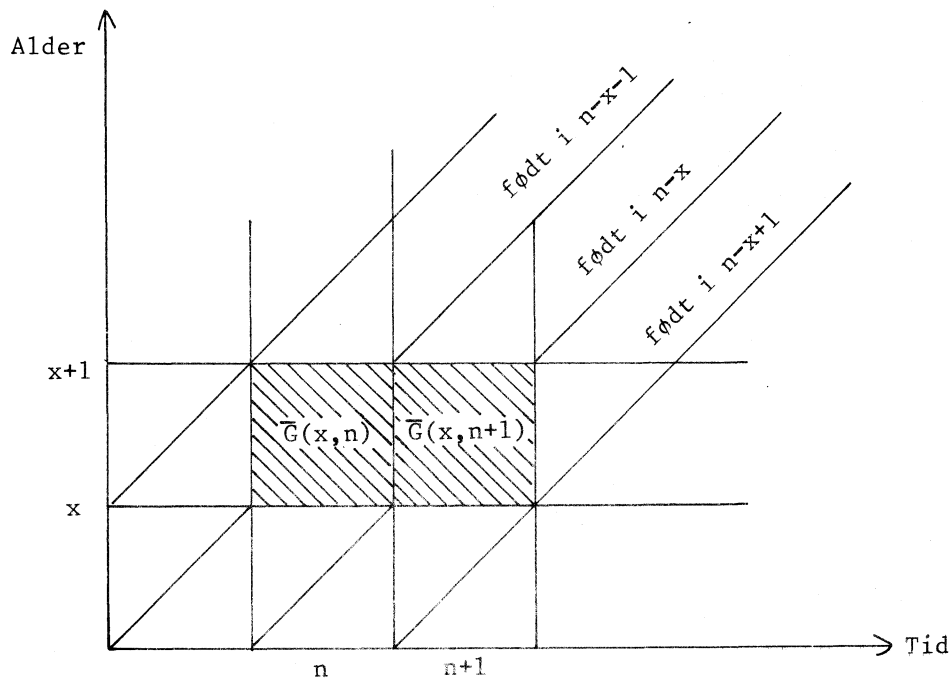
På tilsvarende måte kan en estimere omgiftesannsynlighetene:

$$(6.e) \quad \check{r}(x) = \frac{\bar{R}(x,n) + \bar{R}(x,n+1)}{T_{L(x,n)}^+ + T_{L(x,n+1)}^+}; \quad x = 18, \dots, 70; \quad n = 1968.$$

Som et anslag for nevneren her bruker vi  $2 T_{L(x,1968)}^+$ , slik at de rater som kom til angivelse i prognosen, var:

$$(6.f) \quad \tilde{r}(x) = \frac{\bar{R}(x,n) + \bar{R}(x,n+1)}{2 T_{L(x,n)}^+}; \quad x = 18, \dots, 70; \quad n = 1968.$$

Figur 6.2. Lexis skjema. Giftermål etter alder ved vigselen.



1) Symbolene er definert i avsnitt 2.2.

### 6.2.3. Sammenlikning av giftermålsrater etter de to aldersdefinisjonene.

Som en oppsummering av 6.1.1 og 6.1.2 kan vi si følgende:

Estimatoren  $\hat{g}(x)$  er et anslag over giftermålshyppigheten blant ugifte kvinner som er ca.  $x$  år gamle (dvs. som er fylt  $x$  år ved vigselårets utløp).

Estimatoren  $\tilde{g}(x)$  er et anslag over giftermålshyppigheten blant ugifte kvinner som er ca.  $x + \frac{1}{2}$  år gamle (dvs. som er fylt  $x$  år ved vigselen).

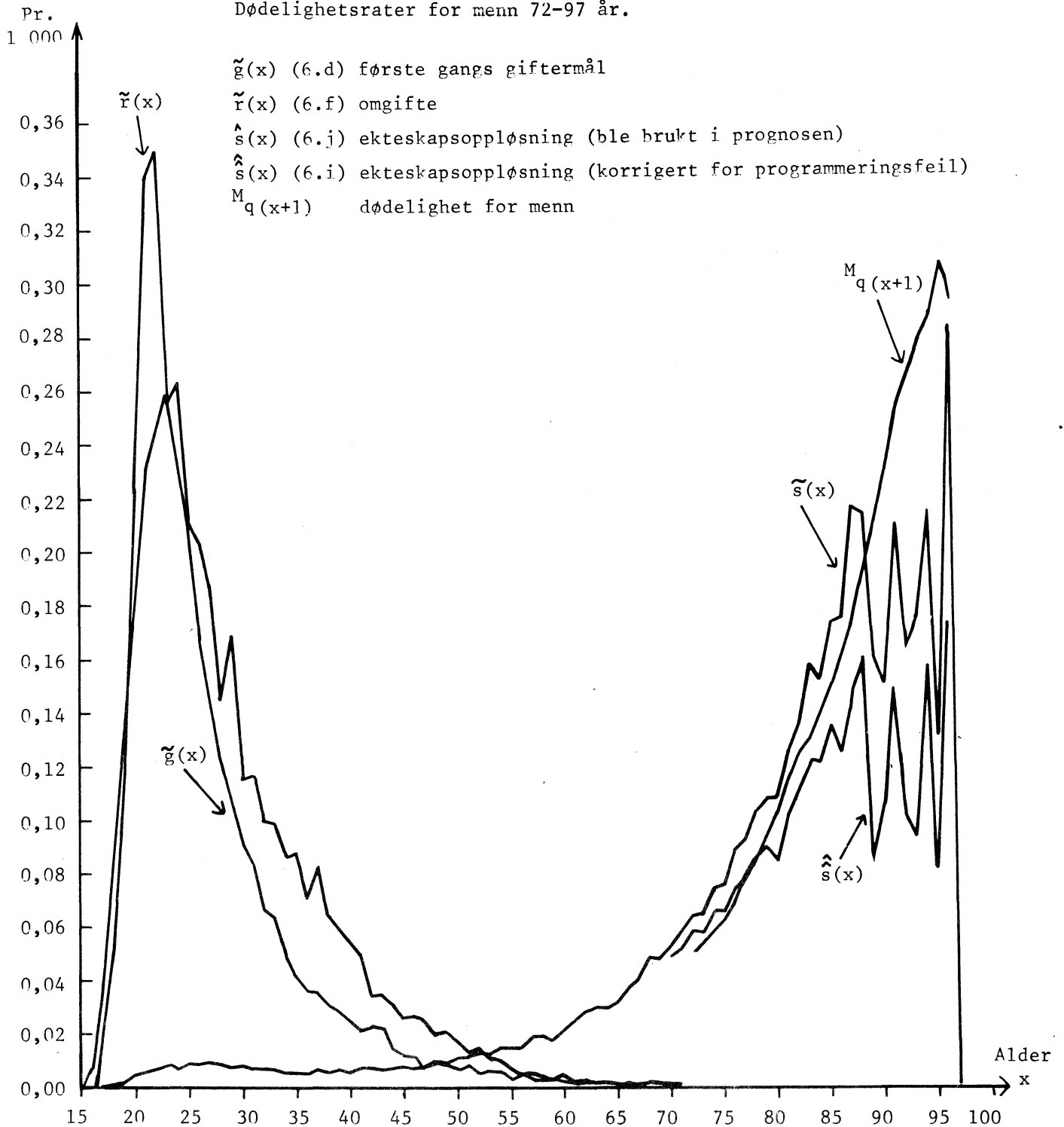
I framskrivinga ble  $\tilde{g}(x)$  brukt istedenfor  $\hat{g}(x)$ . Når  $\tilde{g}(x)$  anvendes på  $U_L(x-1, n)$  for et prognoseår  $n+1$ , bruker vi derfor en giftermålshyppighet som er beregnet for kvinner som er gjennomsnittlig  $\frac{1}{2}$  år eldre enn de ugifte kvinnene  $U_L(x-1, n)$  gjennomsnittlig er i år  $n+1$ .

Giftermålshyppigheten øker raskt med alderen opp til 23 år (nå for tida), og avtar deretter (se figur 6.3). Bruken av  $\tilde{g}(x)$  istedenfor  $\hat{g}(x)$  fører derfor til at det blir brukt for høye giftermålsrater for yngre kvinner (under 23 år) og for lave rater for eldre kvinner.

Det samme gjelder for gjengiftehyppighetene. Den eneste forskjellen er at giftermålshyppigheten for før gifte kvinner er størst for 22-åringer, mens den for ugifte kvinner er størst for 23-åringer.

Figur 6.3 og tabell 6.1 viser de ratene som faktisk er brukt i framskrivinga. Vi ser at det er noe større uregelmessigheter i ratene for omgifte enn for første gangs giftermål. Dette skyldes trolig at det er mye færre kvinner som gifter seg omigjen, slik at det blir prosentvis store variasjoner i de absolutte tall fra alder til alder og fra år til år.

Figur 6.3. Rater for inngåelse og oppløsning av ekteskap for kvinner.  
Dødelighetsrater for menn 72-97 år.



Giftermålsratene  $\tilde{g}(x)$  og  $\tilde{r}(x)$  (alder ved vigselen) er de som ble brukt i prognosen. Ratene for ekteskapsoppløsning er regnet etter alder ved årets utgang. Ratene  $\hat{s}(x)$  ble brukt i prognosen og ratene  $\hat{\hat{s}}(x)$  er korrigert for programmeringsfeilen. Dødelighetskurven for menn er faseforskjøvet et år til venstre.

Tabell 6.2. Rater for inngåelse og oppløsning av ekteskap, brukt i prognosen.

Alder	Første gangs giftermål <sup>1)</sup>	Oppløsning av ekteskap <sup>2)</sup>	Omgifte <sup>1)</sup>
15	0.0003	0.0	0.0
16	0.0076	0.0	0.0
17	0.0345	0.0	0.0
18	0.0825	0.0011	0.0526
19	0.1318	0.0023	0.1167
20	0.1809	0.0046	0.2241
21	0.2284	0.0061	0.3403
22	0.2458	0.0073	0.3514
23	0.2581	0.0085	0.2556
24	0.2351	0.0074	0.2642
25	0.2072	0.0093	0.2116
26	0.1701	0.0087	0.2034
27	0.1459	0.0094	0.1871
28	0.1229	0.0086	0.1463
29	0.1095	0.0077	0.1700
30	0.0906	0.0080	0.1151
31	0.0841	0.0074	0.1175
32	0.0664	0.0068	0.1005
33	0.0642	0.0064	0.0993
34	0.0511	0.0058	0.0861
35	0.0416	0.0056	0.0878
36	0.0364	0.0054	0.0704
37	0.0359	0.0063	0.0835
38	0.0307	0.0057	0.0636
39	0.0281	0.0065	0.0592
40	0.0256	0.0059	0.0552
41	0.0211	0.0072	0.0501
42	0.0225	0.0068	0.0346
43	0.0202	0.0061	0.0345
44	0.0147	0.0071	0.0310
45	0.0121	0.0078	0.0260
46	0.0118	0.0073	0.0273
47	0.0076	0.0078	0.0258
48	0.0093	0.0101	0.0197
49	0.0090	0.0096	0.0214
50	0.0064	0.0109	0.0176
51	0.0084	0.0118	0.0134
52	0.0050	0.0126	0.0148
53	0.0059	0.0123	0.0116
54	0.0058	0.0156	0.0106
55	0.0033	0.0149	0.0077
56	0.0051	0.0154	0.0059
57	0.0033	0.0197	0.0059
58	0.0030	0.0188	0.0049
59	0.0025	0.0177	0.0037
60	0.0020	0.0217	0.0048
61	0.0012	0.0247	0.0021
62	0.0017	0.0282	0.0024
63	0.0007	0.0299	0.0018
64	0.0012	0.0297	0.0017

1) Etter alder i fylte år ved vigselen. 2) Etter alder ved utløpet av året.  
(Det ble gjort en beregningsfeil. Se avsnitt 6.3.)

Tabell 6.2 (forts.). Rater for inngåelse og oppløsning av ekteskap, brukt i prognosen.

Alder	Første gangs giftermål	Oppløsning av ekteskap	Omgifte
65	0.0011	0.0311	0.0013
66	0.0005	0.0376	0.0019
67	0.0008	0.0408	0.0009
68	0.0004	0.0493	0.0011
69	0.0003	0.0483	0.0006
70	0.0	0.0531	0.0008
71	0.0	0.0589	0.0
72	0.0	0.0643	0.0
73	0.0	0.0650	0.0
74	0.0	0.0740	0.0
75	0.0	0.0759	0.0
76	0.0	0.0890	0.0
77	0.0	0.0937	0.0
78	0.0	0.1027	0.0
79	0.0	0.1082	0.0
80	0.0	0.1096	0.0
81	0.0	0.1263	0.0
82	0.0	0.1372	0.0
83	0.0	0.1581	0.0
84	0.0	0.1526	0.0
85	0.0	0.1749	0.0
86	0.0	0.1762	0.0
87	0.0	0.2189	0.0
88	0.0	0.2153	0.0
89	0.0	0.1628	0.0
90	0.0	0.1502	0.0
91	0.0	0.2105	0.0
92	0.0	0.1633	0.0
93	0.0	0.1765	0.0
94	0.0	0.2162	0.0
95	0.0	0.1304	0.0
96	0.0	0.2857	0.0
97	0.0	0.0	0.0
98	0.0	0.0	0.0
99	0.0	0.0	0.0
100	0.0	0.0	0.0

Bruk av giftermålsrater etter kvinnens alder ved vigselen istedenfor etter alder ved utløpet av året fører for framskrivinga av antall kvinner til at det blir beregnet for mange giftermål for aldre under ca. 23 år, og for få giftermål for aldre mellom ca. 23 og ca. 60. (Over ca. 60 er det så å si ingen kvinner som gifter seg.) I tillegg kommer virkningene av feil rater for ekteskapsoppløsning, spesielt for aldre 50 - 87 år, (se avsnitt 6.3).

Det er vanskelig å si noe generelt om hvordan disse feilene vil virke

på bestandene av ugifte, gifte og før gifte kvinner i befolkningsprognosen. Noen av feilene kan oppheve hverandre, og virkningene kan bli forskjellige på forskjellige prognosetidspunkter. Men ser vi bort fra trendér i giftermålsratene, inn- og utflyttinger, endret dødelighet og feil i utgangsbestanden, er det rimelig å tro at virkningene vil bli følgende, i alle fall for de første prognoseåra:

- i) For få ugifte kvinner under ca. 23.
- ii) For få før gifte kvinner under ca. 22.
- iii) For mange gifte kvinner under ca. 23.
- iv) For mange ugifte kvinner mellom ca. 23 og 50.
- v) For mange før gifte kvinner mellom ca. 22 og 50.
- vi) For få gifte kvinner mellom ca. 23 og 50.

Disse antakelsene stemmer godt overens med tallene i tabell 6.1, som viser registrerte og prognostiserte tall for 1970.

For ugifte kvinner over 65 år stemmer imidlertid registrerte og prognostiserte tall dårlig. Som nevnt tidligere er giftermålshyppigheten for kvinner over ca. 65 tilnærmet lik null. Avvikene må derfor hovedsakelig skyldes feil i utgangsbestanden (se kap. 3).

### 6.3. Rater for ekteskapsoppløsning

#### 6.3.1. De ratene vi skulle brukt

Vi lar  $s(x+1)$  være sannsynligheten for at en kvinne som er  $x$  år den 31/12 i et år, blir skilt eller enke i løpet av det følgende kalenderår. Vi ønsker å estimere denne sannsynligheten på grunnlag av observasjoner fra 1968 og 1969 ved formelen

$$(6.g) \quad \hat{S}(x+1) = \frac{S(x+1,1968) + S(x+1,1969)}{{}^G L(x,1967) + {}^G L(x,1968)} ; x = 17, \dots, 95.$$

Her er  ${}^G L(x,n-1)$  fortsatt antall gifte kvinner som er  $x$  år pr. 31/12 år  $n-1$ . Venstre toppskrift "G" angir status "gift". Denne sløyfes nedenfor for enkelhets skyld. Videre er  $S(x+1,n)$  det antall av disse som blir skilt eller enker i løpet av år  $n$ .

Da beregningene skulle utføres, var fordelinga av kvinner etter ekteskapeleg status og ett-årige aldersklasser den 31/12 1967 ikke kjent. For å få tak i denne måtte hele situasjonsfilen for 31/12 1967 kjøres igjennom, og dette ville tatt for mye tid. Fordelinga pr. 31/12 1967 var dessuten trolig mindre pålitelig enn for seinere datoer. Men vi kjente fordelinga av kvinner etter ekteskapeleg status ved utgangen av 1968 og 1969. Vi anslo derfor  $L(x,1967)$  ved lineær ekstrapolasjon ut fra kjennskap til  $L(x,1968)$  og  $L(x,1969)$ :



$$(6.h) \quad \hat{L}(x,1967) = 2L(x+1,1968) - L(x+2,1969).$$

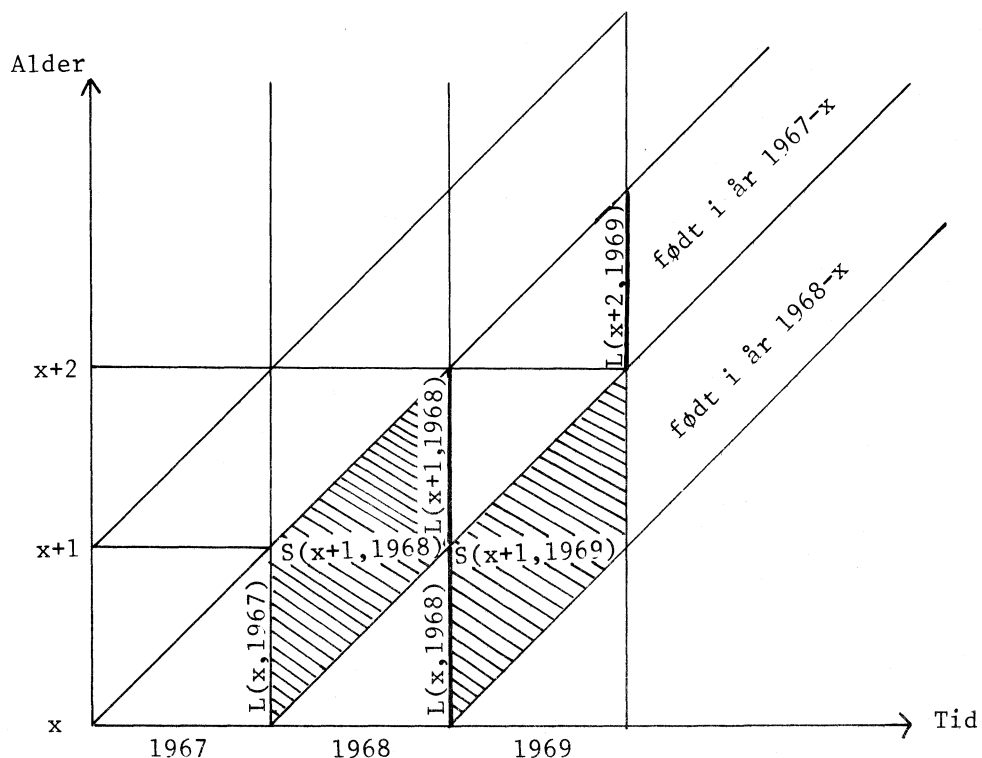
(Legg merke til at ekstrapolasjonen finner sted mellom verdier som alle refererer seg til samme fødselskull, nemlig det som ble født i året 1967-x.)

Innsetting av (6.h) i (6.g) gir:

$$(6.i) \quad \hat{S}(x+1) = \frac{S(x+1,1968) + S(x+1,1969)}{2L(x+1,1968) - L(x+2,1969) + L(x,1968)} ; x = 17, \dots, 95.$$

Denne interpolasjonsformelen ble for anledningen utviklet av Hoem. Lexis skjema i figur 6.4 illustrerer estimeringsformlene (6.g) og (6.i).

Figur 6.4. Lexis skjema. Ekteskapsoppløsning.



### 6.3.2 De ratene som ble brukt,

For 1968 og 1969 hadde Byrået bare tall for antall nye enker og skilte etter fødselsår (og ikke etter alder ved ekteskaps oppløsning, som for nygifte). Blant registrerte nye enker var det svært mange som alderen (fødselsåret) ikke var oppgitt for. I 1968 var det 4 627 nye enker med uoppgitt alder, og 6 843 med oppgitt alder. I 1969 var tallene 4 998 (uoppgitt) og

6 977 (oppgitt). Det betyr at alderen ikke var oppgitt for ca. 60% av alle registrerte nye enker i 1968 og 1969. Dette antall ble derfor fordelt blant dem med oppgitt alder, ved at tallene for de sistnevnte ble økt med samme prosent i alle aldre.

Det er rimelig å tro at av de nye enker med uoppgitt alder var de fleste eldre kvinner. Dette skulle føre til at prosentvis fordeling av antall uoppgitte gir for mange nye enker i lavere aldre og for få i høyere aldre, noe som virker i retning av at skilsmisse/enkeratene blir for høye for yngre kvinner og for lave for eldre kvinner.

Et annet moment ved beregningene virker imidlertid i motsatt retning. På grunn av en programmeringsfeil ble det ved beregningen av ratene  $\hat{s}(x)$  (formel 6.i), brukt en nevner som gjelder for kvinner som er  $x+1$  år gamle. Istedenfor formel (6.i) ble altså følgende formel brukt:

$$(6.j) \quad \hat{s}(x+1) = \frac{S(x+1,1968) + S(x+1,1969)}{2L(x+2,1968) - L(x+3,1969) + L(x+1,1968)} ; x = 17, \dots, 95.$$

Nevneren er (som nevnt i avsnitt 6.3.1) et anslag over et antall gifte kvinner den 31/12 i et bestemt år. Telleren er det antall blant disse som blir skilt eller enker i det etterfølgende år. I 1968-69 økte stort sett antall gifte kvinner med alderen opp til slutten av 40-åra, for deretter å avta. Økningen med alderen var særlig sterk for aldrene 15 - 24. Det ble derfor gjennomgående brukt for høye nevnerne for aldre under ca. 50, og for lave nevnerne over ca. 50. Dette virker i retning av at det i prognosen ble brukt for lave rater for aldre under ca. 50, og for høye for aldre over ca. 50. Dette sees klart av tabell 6.3 og figur 6.3, som for noen aldre viser de ratene som faktisk ble brukt, og de ratene som ville vært brukt hvis en ikke hadde gjort denne programmeringsfeilen. Programmeringsfeilen virker, *ceteris paribus*, i retning av at det blir beregnet for få nyskilte og nye enker i aldre under ca. 50, og for mange over ca. 50.

Dette skulle igjen virke i retning av at det, ihvertfall for de første prognoseåra, ble beregnet

- i) for mange gifte kvinner under ca. 50
- ii) for få før gifte kvinner under ca. 50
- iii) for få gifte kvinner over ca. 50
- iv) for mange før gifte kvinner over ca. 50.

(Over 85 år varierer raten så mye med alderen at programmeringsfeilen er uvesentlig, (se figur 6.3.) Antall ekteskapsoppløsninger blant så gamle kvinner er da også av mindre interesse. (Se avsnitt 6.3.3.)

Antakelsene (i) - (iv) stemmer bare delvis overens med tallene for 1970 i tabell 6.1. De stemmer forholdsvis bra for aldre under 50, og stort

sett dårlig for eldre over 50. (Men for eldre kvinner er de prosentvise avvik fra prognosetallene mindre enn for yngre kvinner.) Avvikene for gifte kvinner under ca. 50 skyldes til dels at det ble brukt feil giftermålsrater.

Den dårlige overensstemmelsen mellom punktene (i) - (iv) og tabell 6.1 bestyrker hypotesen om at ratene for ekteskapsoppløsning er feilaktige p. g. a. fordelinga av nye enker uten oppgitt alder. Dette virker jo i motsatt retning av programmeringsfeilen, og kan lett ha fått større virkning enn denne.

I tillegg til programmeringsfeil og feil p.g.a. uoppgitt alder for nye enker, kommer feil i utgangsbestanden (se kap. 3).

### 6.3.3. Ekteskapsoppløsningsrater for kvinner over 80 år.

Det er praktisk talt ingen gifte kvinner over 80 år som blir skilt. (I 1968-69 var eldste registrerte kvinne som skilte seg 78 år.) For disse kvinnene kommer ekteskapsoppløsning derfor bare i stand ved ektemannens død.

For eldre over 85 år varierer ratene sterkt med alderen, se figur 6.3. Dette kommer sannsynligvis av at det i disse aldersgruppene er få gjenværende gifte kvinner og at det blir få nye enker hvert år. På grunn av at en har så få observasjoner, får hver estimator meget stor varians.

Nå er sannsynligheten for at en gift kvinne skal bli enke, lik sannsynligheten for at ektemannen dør. Ektemannen er vanligvis noen år eldre enn kona. Gjennomsnittsalderen ved giftermål ligger for tida mellom 2 og 3 år høyere for menn enn for kvinner. Når ekteparene blir eldre, vil de ektemenn som er svært mye eldre enn kona dø først, slik at den gjennomsnittlige aldersforskjellen skulle ha en tendens til å avta. På den annen side kan det komme inn en generasjonseffekt som forstyrrer bildet i perioderatene. Undersøkelser av forsikrede viser f.eks. sterk stigning i aldersdifferensen når ektemannens alder øker. Dette kan komme av at det gjennomsnittlig var større aldersforskjell ved vigselen for tidligere generasjoner. Omgifte etter ektefellers død kan også påvirke den gjennomsnittlige aldersforskjell mellom ektefeller.

I figur 6.3 har vi tegnet inn de glattede dødshyppighetene for menn, faseforskjøvet ett år til venstre. Kurven faller forholdsvis godt sammen med kurven for ekteskapsoppløsning (korrigert for programmeringsfeilen) for eldre mellom ca. 70 og 80 år. (Vi forsøkte også med andre faseforskyvninger, bl.a. to og tre år til venstre.) Også dødelighetskurven for menn av samme alder som enkene (altså uten faseforskyvning), ser ut til å falle godt sammen med kurven for enkerater.

Over 80-årsalderen ser det ut som om forskjellen mellom de to kurvene øker med alderen. Dette er i samsvar med den observerte stigning i alders-

differensen (generasjonseffekten), som ble nevnt ovenfor. En årsak til avviket mellom kurvene kan også være at dødelighetskurven omfatter både gifte og ikke-gifte menn. Som kjent er dødeligheten for gifte menn noe lavere enn for ikke-gifte. (Se Tønnesen, 1973.)

Av fig. 6.3 ser vi videre at hvis dødelighetskurven for menn faseforskyves i alt tre år til venstre, faller den svært godt sammen med de enkeratene som faktisk ble brukt i prognosen. Dette styrker antakelsen om at de rater som egentlig skulle vært brukt i prognosen (dvs. uten programmeringsfeil), er for lave for eldre kvinner p.g.a. feilaktig korreksjon for uoppgitt alder hos enker. (Se avsnitt 6.3.2.)

Som en tilnærming til ratene for ekteskapsoppløsning for kvinner over 80 år kan vi derfor bruke dødeligheten til menn som er ett til tre år eldre, eventuelt dødeligheten til menn av samme alder.

I denne framskrivingsmodellen er det forutsatt at to demografiske begivenheter ikke kan finne sted i løpet av samme kalenderår. Men for eldre gifte kvinner er dette en dårlig forutsetning: for kvinner over 80 år er det omtrent like stor sannsynlighet for selv å dø som for å bli enke. Eldre kvinner mister ofte først ektefellen for så å dø selv i løpet av samme år. Dette bør det tas hensyn til ved estimeringa og i modellen. Korreksjon av estimatene kan f.eks. foretas ved den metode som Widén (1969, Ch. 8) refererer.

Det er imidlertid et spørsmål om hvor betydningsfullt det er å lage prognoser over fordelinga etter ekteskapeleg status for så gamle kvinner. Det er forholdsvis få kvinner det dreier seg om, og for planleggingsformål er det vel særlig behovet for alders- og pleiehjem som er interessant. Men for dette formålet er antakelig totalt antall kvinner i hver aldersklasse av like stor interesse som fordelinga på sivilstand.

Tabell 6.3. Rater for ekteskapsoppløsning med og uten programmeringsfeil<sup>1)</sup>. (Pr. 1 000 gifte kvinner, 1968-69.) Noen utvalgte aldre.

Alder (etter fødselsår)	Med programmerings- feil. (Ble brukt i prognosen)	Uten program- meringsfeil
18	1,1	12,0
19	2,3	5,9
20	4,6	8,5
21	6,1	9,2
22	7,3	8,9
23	8,5	9,2
24	7,4	7,1
25	9,3	9,1

1) Feil p.g.a. korreksjon for aldersfordelinga til nye enker med uoppgitt alder kommer i tillegg.

Tabell 6.3 (forts.). Rater for ekteskapsoppløsning med og uten programmeringsfeil

Alder (etter fødselsår)	Med programmerings- feil (Ble brukt i prognosen)	Uten program- meringsfeil
70	53,1	49,1
71	58,9	52,5
72	64,3	57,9
73	65,0	57,6
74	74,0	66,3
75	75,9	66,3

#### 6.4. Prognose med korrigerte rater for inngåelse og oppløsning av ekteskap. Sammenlikning med registrerte tall.

For å finne ut noe om størrelsesordenen av de feilene som ble gjort i prognosen (omtalt i avsnittene 6.2 og 6.3), har vi for det første framskrivingsåret (1970) beregnet en del prognosetall med korrigerte rater.

Vi hadde ikke tall for beregning av giftermålsrater etter alder ved vigselårets utgang. Isteden anslo vi dem ved lineær interpolasjon mellom tallene i tabell 6.2 (alder ved vigselen). Vi satte altså

$$(6.k) \quad \hat{g}(x) = \frac{1}{2} [\hat{g}(x) + \hat{g}(x+1)],$$

og

$$(6.l) \quad \hat{r}(x) = \frac{1}{2} [\hat{r}(x) + \hat{r}(x+1)].$$

Ratene for ekteskapsoppløsning ble korrigert for programmeringsfeilen, slik som i tabell 6.3. (Formel(6.i) ble altså brukt.) Det ble ikke tatt hensyn til eventuelle feil p.g.a. fordelinga av nye enker uten oppgitt alder.

Tabell 6.4. Ugifte kvinner den 31/12 1970. Prognose, korrigert prognose og registrerte tall. Noen utvalgte aldre

Alder	Prognose (NOS A 468)	Korrigert prognose	Registrert (NOS A 448)
15	30 020	30 017	30 039
16	29 596	29 705	29 699
17	28 843	29 247	29 325
18	26 402	27 093	27 032
19	22 573	23 215	23 154
20	19 682	20 273	20 331
21	16 099	16 595	16 719
22	13 171	13 322	13 497
23	10 499	10 586	10 687

Tabell 6.4 (forts.). Ugifte kvinner den 31/12 1970. Prognose, korrigeret prognose og registrerte tall. Noen utvalgte aldre

Alder	Prognose (NOS A 468)	Korrigeret prognose	Registrert (NOS A 448)
24	8 985	8 850	8 807
25	6 695	6 542	6 323
70	3 420	3 419	3 374
71	3 298	3 298	3 256
72	3 254	3 254	3 186
73	3 151	3 151	3 103
74	3 057	3 057	2 995

Tabell 6.5. Gifte og før gifte kvinner den 31/12 1970. Prognose, korrigeret prognose og registrerte tall. Noen utvalgte aldre

Alder	Gifte kvinner (inkluderer separerte)			Før gifte kvinner (Enker og skilte)		
	Prognose (NOS A 468)	Korrigeret prognose	Registrert (NOS A 448)	Prognose (NOS A 468)	Korrigeret prognose	Registrert (NOS A 448)
20	9 434	8 820	8 606	40	63	55
21	13 158	12 630	12 405	85	119	98
22	16 770	16 590	17 180	158	186	177
23	20 465	20 382	20 101	290	285	293
24	23 224	23 377	23 143	350	333	415
25	22 279	22 410	22 513	461	447	417
70	7 878	7 910	7 850	6 285	6 252	6 383
71	7 079	7 129	6 976	6 311	6 262	6 458
72	6 487	6 533	6 434	6 521	6 475	6 599
73	5 656	5 739	5 587	6 366	6 283	6 465
74	5 016	5 060	4 951	6 298	6 255	6 361

I tabellene 6.4 og 6.5 har vi for noen utvalgte aldre oppgitt de korrigerete prognosetallene og for sammenlikningens skyld de "gamle" prognosetallene og registrerte tall.

Av tabell 6.4 ser vi at korreksjonen forbedrer prognosetallene i forhold til de registrerte tall, for alle aldre bortsett fra 15. For aldre over 65 er giftermålsratene nær null, slik at korreksjonen fører til ubetydelige eller ingen forandringer.

Av tabell 6.5 ser vi at korreksjonen forbedrer prognosetallene i forhold til de registrerte tall for de fleste aldre under 26 for gifte kvinner og for noen aldre under 26 for før gifte kvinner. For eldre kvinner ligger

alle de "nye" prognosetallene lenger vekk fra de registrerte enn de "gamle". Dette bestyrker antakelsen om at det er feil i ratene for ekteskapsoppløsning p.g.a. fordelinga av nye enker uten oppgitt alder, og at dette fører til for høye rater for yngre kvinner, og for lave for eldre kvinner. (Se avsnitt 6.3.2.) (Dette skulle gi for mange gifte og for få før gifte eldre kvinner, og dette stemmer med tabell 6.5.)

Av tabellene 6.4 og 6.5 ser vi at for en rekke aldre er det fortsatt store avvik mellom prognosetall (korrigererte) og registrerte tall. Dette skyldes trolig vesentlig feil i utgangsbestanden (se kap. 3), men også i en viss grad flyttinger (det var unormalt stor registrert nettoutflytting fra Norge i 1970, særlig for kvinner i aldrene 20-29 år), endrede hyppigheter for inngåelse og oppløsning av ekteskap, og muligens endret dødelighet for eldre kvinner. Dessuten er lineær interpolasjon en unøyaktig metode til å anslå giftermålsrater etter alder ved utgangen av året, særlig for aldrene 20-25 år. (Grafisk interpolasjon er vel så enkelt, og ville kanskje gitt bedre resultater.)

#### 6.5. Separerte kvinner

Som tidligere nevnt, omfatter ikke antall før gifte kvinner separerte kvinner. Disse blir i denne modellen regnet som gifte. Dette skyldes hovedsakelig registreringsproblemer. (Se også kap. 3. om utgangsbestanden.)

I Norge kan ektefeller bli skilt umiddelbart ved dom. De trenger da ikke noen separasjonstid. Det hender også at ekteskap omstøtes, men dette skjer sjelden, bare i ca. ett tilfelle pr. år. Ellers må ektefellene gjennomgå en separasjonsperiode på ett, to eller tre år for å kunne skilles. (Lov nr. 2 av 31. mai 1918.) Separasjonsperioden innledes ofte med at det gis en bevilling, som registreres i Personregisteret. Når ektefellene har bodd fra hverandre i ett (eventuelt to år), blir de automatisk innvilget skilsmisse ved henvendelse til fylkesmannen. Man kan imidlertid også få skilsmisse ved søknad når ektefellene kan dokumentere at de har bodd fra hverandre i minst tre år. Ektefellene har da vært faktisk separert i tre år uten bevilling, men de blir ikke registrert som separerte før de eventuelt søker om skilsmisse etter tre (eller flere) år. Det er derfor ikke mulig å skille ut alle separerte fra de gifte i Personregisteret.

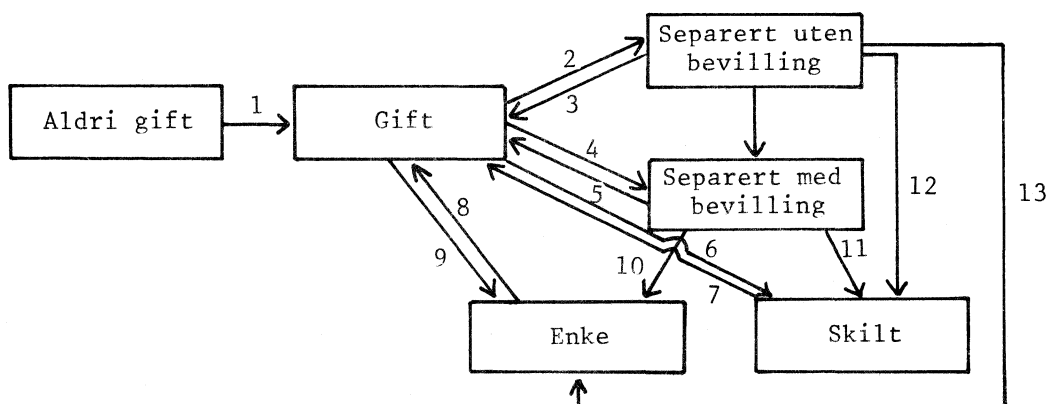
Dessuten kan separerte ektefeller når som helst flytte sammen igjen uten å melde fra om dette til myndighetene. Etter at de er flyttet sammen igjen, vil de juridisk og i praksis regnes som gifte, mens Personregisteret fortsatt har dem registrert som separerte, hvis det ikke av en eller annen grunn allikevel får melding om at ekteskapet er gjenopptatt.

Vi får altså registrert følgende begivenheter: Skilsmisse ved dom, separasjon ved bevilling, og skilsmisse ved bevilling. Følgende registreres ikke systematisk: Inngåelse av tre-årig faktisk separasjon uten bevilling og det at separerte ektefeller flytter sammen igjen.

En annen grunn til at vi for prognoseformål ikke kan regne separerte med til de før gifte, er at en ikke kan gifte seg omigjen så lenge en er separert.

Halvorsen (1970) beskriver en modell hvor de separerte er en egen gruppe. Han lar også enker og skilte være egne grupper, og ser på en åpen befolkning. I figur 6.5 viser vi en revidert utgave av denne modellen. Vi regner ikke med inn- og utflyttinger, og ser bort fra tilstanden "død" i diagrammet.

Figur 6.5. Modell for inngåelse og oppløsning av ekteskap, med "separert" som egen status.



Vi har her også atskilt enker og skilte. Disse gruppene kan slås sammen, og antall overgangsmuligheter vil da reduseres noe. (6 og 9, 7 og 8, 10 og 11, 12 og 13 slås sammen parvis.)

En vil få alvorlige problemer med estimeringa av enkelte av overgangssannsynlighetene i denne modellen på basis av offentlig tilgjengelige data. Det er også tvilsomt om en utvalgsundersøkelse ville gi tilstrekkelig gode data.



En ytterligere kompliserende faktor i prognosesammenheng, er at sannsynligheten for at en separert kvinne både blir skilt og gift i løpet av samme år ikke er ubetydelig. Ønske om nytt giftermål er jo ofte årsak til inngåelse av separasjon. Det finnes imidlertid estimeringsmetoder som tar hensyn til dette. Se f.eks. Widén (1969).

Vi ser altså at det er betydelige problemer forbundet med å la "separert" være en egen ekteskapelig status. Vi har derfor i praksis valgt å la de separerte tilhøre samme gruppe som de gifte. (Det samme gjør Halvorsen (1970).)

Ut fra samfunnsmessige behov, ville det kanskje vært rimeligere å la de separerte tilhøre gruppa "før gifte": Med hensyn til boligbehov, dag-hjemsbehov, arbeidstilbud m.m. ligger de separerte nærmere de før gifte enn de gifte. Vi kan imidlertid ikke klare å behandle dem slik i befolkningsprognosen.

#### 6.6. Samtidig framskriving av kvinner og menn etter ekteskapelig status

Hoem (1969) peker på de formidable teoretiske og matematiske problemer som må løses for at man skal kunne framskrive begge kjønn etter ekteskapelig status. Men det er likevel mulig å finne anslag for både menn og kvinner etter ekteskapelig status.

Det må gifte seg og skilles like mange menn som kvinner, og det må dø like mange gifte menn som det blir enker i løpet av et år. Kjenner vi antall kvinner som gifter seg, blir skilt eller enker, skulle det være mulig å finne fordelingen av tilsvarende antall menn etter alder og ekteskapelig status.

Widén (1969) refererer en metode for dette. Han framskriver først antall menn etter ekteskapelig status på samme måte som vi har gjort det for kvinner i prognosemodellen (se kap. 2). Deretter beregner han foreløpige tall for antall nygifte, nyskilte, nye enker og avdøde gifte kvinner ved hjelp av estimerte overgangssannsynligheter. Han bruker så disse tallene for kvinner og de tilsvarende for menn til å lage fire indekser, som brukes til å justere giftermåls-, skilsmisse-, enke- og dødelighetsratene for kvinner. Til slutt bruker han de justerte ratene til å framskrive kvinnene etter ekteskapelig status ved samme metode som vi har brukt.

Vi vil kort beskrive en annen metode for å framskrive også antall menn etter ekteskapelig status: Antall kvinner etter ekteskapelig status framskrives som i "vår" prognosemodell. For antall kvinner i en bestemt aldersklasse som gifter seg, har vi anslag på fordelinga av menn etter alder og ekteskapelig status, beregnet på grunnlag av observerte størrelser. Det

projiserte antall x-årige kvinner fordeles så på mennene i henhold til den beregnede alders- og sivilstandsfordelinga som er nevnt ovenfor. Tilsvarende fordeles antall før gifte kvinner som gifter seg omigjen på ugifte og før gifte menn etter alder. Antall nye før gifte kvinner må deles opp i nye skilte og nye enker. Antall nyskilte fordeles på nyskilte menn etter alder, og antall nye enker fordeles på nye døde gifte menn etter alder.

Så sant det finnes datagrunnlag for å beregne disse fordelingene etter kjønn og ekteskapelig status, skulle denne metoden gi brukbare resultater. Et praktisk problem er at det for en rekke alders- og sivilstandsgrupper dreier seg om lave tall hvert år, noe som gir dårlige estimater.

En teoretisk svakhet ved denne metoden er at den ikke tar hensyn til at giftermålsraten for kvinner i en bestemt aldersgruppe også er avhengig av antall ikke-gifte menn i de forskjellige aldersgrupper. Denne metoden passer derfor best under forholdsvis stabile befolkningsforhold. I ekstreme tilfelle kan den gi negative bestander, hvis det f.eks. ikke er tilstrekkelig antall ugifte menn igjen i de høvelige aldersklasser for det antall kvinner som gifter seg.

Det finnes også en svært enkel metode til framskriving av både menn og kvinner etter ekteskapelig status: Fordelinga av menn og kvinner etter alder og ekteskapelig status er kjent i utgangsbestanden. Menn og kvinner framskrives hver for seg ved komponentmetoden, uten hensyn til ekteskapelig status. For hvert framskrivingsår og hver alder fordeles så mennene og kvinnene etter ekteskapelig status som i utgangsbestanden. Denne metoden er svært statistisk, og passer også best under stabile befolkningsforhold.

## 6.7. Oversikt over feil og svakheter i framskrivinga av kvinner etter ekteskapelig status

### 6.7.1. Innledning.

I avsnitt 6.7 skal vi gi en oversikt over de feilene vi vet ble begått i framskrivinga. Vi skal dessuten nevne noen andre mulige feilkilder. Vi vil ta utgangspunkt i feilklassifiseringa til Hoem (1972 a og b).

Hoem har ikke fått med feil av typen "regnefeil". Vi vil derfor i tillegg til Hoems 6 feilnivåer klassifisert etter Type I, II eller III, innføre et nytt nivå:

#### Type 0. Regnefeil.

0.nivå. Vi vet hva vi vil regne ut og har de nødvendige data og teoretiske kunnskaper, men begår likevel feil. Feil på 0. nivå kan oppstå ved feil i den numeriske behandlinga av tall, feil i den algebraiske

behandlingen av matematiske formler, logiske feilslutninger, skrive- og punche-feil, programmeringsfeil, misforståelser, unøyaktigheter m.m. Kort sagt: såkalte menneskelige feil.

Nivå 0-feil kan unngås ved bedre kontroll og sjekking av data, utregninger, formler, programmering m.m. Feil på dette nivået er enklere å unngå enn feil på de andre nivåene. Men de gjøres stadig og får ofte store konsekvenser.

I befolkningsprognosen ble det begått flere feil av denne typen. Dette er barnesykdommer som skyldes at det har vært spandert for lite tid på prognoser i Norge tidligere. Vi var dessuten under sterkt tidspress, og måtte improvisere. Omfanget av slike feil bør kunne reduseres gjennom heving av den rent håndverksmessige standard, og ved at det bygges ut en fast rutine for prognoseberegninger.

### 6.7.2. Klassifisering av feilene

#### Type 0. Regnefeil.

##### 0. nivå: Regnefeil.

Det ble brukt feil rater for inngåelse og oppløsning av ekteskap. I avsnitt 6.2.3 nevnte vi at det p.g.a. en misforståelse ble brukt giftermålsrater etter alder ved vigselen istedenfor etter alder ved utgangen av året. I avsnitt 6.3.2 nevnte vi at det ble gjort en programmeringsfeil ved beregning av ratene for ekteskapsoppløsning.

#### Type I. Estimerings- og registreringsfeil.

##### 1. nivå: a) Estimeringsvarians.

Grafene i figur 6.3 tyder på stor varians, særlig i omgifterater, samt oppløsningsrater for kvinner over ca. 80 år.

b) Registreringsfeil som gir dårlige framregningskoeffisienter.

I kap. 3 og i avsnitt 6.4 nevnte vi at det var en rekke feil i utgangsbestanden, både av antall kvinner og menn i de forskjellige aldre, og i fordelingen av kvinner etter ekteskapsstatus. Registreringsfeilene gir dårlige estimater for de ratene vi trenger.

c) Feil ved registrering av utgangsbestanden.

Registreringsfeilene nevnt under b) forplanter seg vanligvis gjennom hele framskrivingsperioden. (Men de kan også oppheve hverandre.)

d) Avrundingsfeil.

Selv om det blir brukt desimaltall for antall personer i prognosen, kan det oppstå avrundingsfeil. Som et eksempel kan vi nevne at samlet

folkemengde i 1970 ble framregnet til 3 892 350, som sum av avrundede tall for kvinner og menn i aldrene 0 - 100 år. Adderer vi desimaltallene for kvinner og menn i aldrene 0 - 100 år, får vi imidlertid en samlet folkemengde på 3 892 299.

I prognosen er det dessuten en avrundingsfeil som kunne vært unngått, og derfor egentlig burde vært klassifisert under Type 0. Summen av kvinner etter ekteskapeleg status er noe mindre enn totalt antall kvinner, og forskjellen blir større jo lenger ut i framskrivingsperioden vi går. Dette skyldes at det for kvinner etter ekteskapeleg status feilaktig ble brukt programmeringsvariable av type "integer", som trunkerer desimalene uten forhøyning.

### Type II. Feil som skyldes stokastisk variasjon.

#### 2. nivå: Rent tilfeldig variasjon.

Særlig der hvor det dreier seg om lave antall personer som kan oppleve en gitt begivenhet, vil de registrerte tall kunne ha store prosentvise avvik fra de projiserte tall p.g.a. tilfeldige variasjoner. Dette gjelder f.eks. antall kvinner under ca. 20 som gifter seg omigjen.

#### 3. nivå: Stokastiske befolkningsrater.

Giftermåls- og skilsmisseratene påvirkes av en rekke demografiske, økonomiske, sosiale og politiske faktorer. Backer (1965) har f.eks. påvist en klar sammenheng mellom antall ekteskap pr. år og årlig vekst i bruttonasjonalproduktet. Denne sammenhengen var trolig sterkere før enn den har vært etter den annen verdenskrig, men er trolig fortsatt til stede. Likesom dårligere økonomiske tider påvirker giftermålsratene i negativ retning, er det mulig at en spent politisk situasjon nasjonalt eller internasjonalt kan påvirke giftermålshyppigheten. Slike begivenheter er det som regel umulig å forutsi, slik at det ikke kan tas hensyn til dem i befolkningsframskrivinger.

### Type III. Feil anslag for forventet utvikling i framtidige befolkningsrater.

#### 4. nivå: Gradvise endringer som er utelatt.

En har lenge observert en foryngelse av giftermålsalderen, og dessuten en økende skilsmissehyppighet. Det er også forskjell på giftermålshyppigheten i by og på land, slik at økende urbanisering vil kunne føre til endringer i ratene.

I de siste åra har vi sett en økende tendens til at par lever sammen uten å gifte seg. Dette har bl.a. sin bakgrunn i kvinneemansipasjonen, endret samfunnsforholdning til samliv uten ekteskap, og muligens i større økonomisk

støtte til enslige mødre. Bedre fødselsbegrensende metoder fører antakelig også til lavere giftermålshyppighet, ihvertfall i visse aldre, siden folk ikke lenger "må" gifte seg.

Disse tendensene kunne vi ha tatt hensyn til ved å legge inn en trend i ratene på grunnlag av tidligere samt forventet tidsutvikling, slik som vi gjorde for fruktbarhetsratene. Vi får feil fordi dette ikke ble gjort.

#### 5. nivå: Skift i befolkningsratene.

Bortsett fra store begivenheter som kriger, økonomiske depresjoner o.l. er det mye som kan tenkes å ville inntreffe i de nærmeste åra, og som kan komme til å få stor betydning for giftermål og skilsmisser. Jeg vil nevne følgende muligheter:

- i) Innføring av selvbestemt abort.
- ii) Bedre og mer effektive prevensjonsmidler.
- iii) Endret ekteskapslovgivning. (I Sverige er det satt fram forslag om at det skal bli langt lettere å inngå og oppløse ekteskap.)
- iv) Endrede skatteregler for enslige, gifte og forsørgere, endret barnetrygd og forsørgertrygd. (Det kan bli et befolkningspolitisk virkemiddel å fjerne eller redusere barnetrygda.)
- v) Flere barnehage- og daghjemsplasser og endrede opptaksregler.
- vi) Endrede arbeidsmarkedsforhold: Arbeidsløshet vil føre til at det særlig for kvinner blir vanskeligere å få arbeid, mens et stramt arbeidsmarked vil gjøre det lettere for gifte kvinner å få deltidsarbeid o.l.

I Sverige har antall inngåtte ekteskap sunket med over 30 % i løpet av noen få år. En liknende utvikling er ikke utenkelig i Norge, men det er selvsagt vanskelig å forutsi noe om dette.

#### 6. nivå: Alvorlige feil i modellspesifikasjonen.

En stor svakhet ved framskrivingsmodellen er at den ikke tar hensyn til økonomiske og sosiale faktorer. Giftermålsratene er antakelig blant de demografiske størrelser som påvirkes mest av disse. Eksempler på variable som kunne vært tatt med er offentlige virkemidler som barnetrygd og morsstøtte, boligtilbud, gjennomsnittlig inntekt per capita m.v. Ratene er antakelig også avhengig av andre demografiske variable enn alderen; skilsmissehyppigheten er avhengig av bl.a. pariteten og ekteskapets varighet, og giftermålshyppigheten er bl.a. avhengig av antall ugifte menn og kvinner.

En annen alvorlig feil i modellspesifikasjonen er at det ikke regnes med inn- og utflyttinger.

### 6.8. Forslag til forbedringer av framskrivinga av antall kvinner etter ekteskapelig status.

Vi vil ikke her gå i detalj, men vil kort nevne områder hvor det skulle være mulig å forbedre framskrivinga:

#### a) Feil på 0. nivå.

Bruk av feil estimater, programmeringsfeil o.l. bør kunne unngås ved kontroll og sjekking, og ved at det utarbeides faste rutiner for prognosearbeidet. Framskrivingsmodellen bør kjøres med registrerte folkemengder fra tidligere år for at projiserte og registrerte tall kan sammenliknes. (Dette skulle ikke bare føre til færre feil av Type 0, men også gjøre det mulig å oppdage feil av Type I, II og III.)

#### b) Forbedring av ratene. (Feil på nivå 1 a og 4.)

Ratene kan forbedres ved analyse av tidsserier av ratene for å finne eventuelle trender. Det kan brukes observasjoner fra flere enn bare ett eller to år. Ratene bør glattes, iallefall de som viser en særlig ujevn aldersutvikling, slik som omgiffteratene og oppløsningsratene. For eldre kvinner må ratene for ekteskapsoppløsning (dvs. enkeratene) anslås særskilt. (Se avsnitt 6.3.3 om dette.) Ratene bør korrigeres for muligheten for at flere demografiske begivenheter kan inntreffe for samme person i løpet av et år.

c) "Separert" kan muligens innføres som egen ekteskapelig status i framskrivinga. Det bør også overveies om før gifte bør deles opp i enker og skilte. (Se avsnitt 6.5.)

d) Det bør overveies om det bør regnes med dødelighet etter ekteskapelig status. Tønnesen (1973) viser at i begynnelsen av 1960-åra hadde ugifte menn og kvinner under ca. 70 år markert høyere dødelighet enn gifte. Siden dødeligheten i disse aldre er av relativt liten betydning i befolkningsprognoser, må en likevel vurdere om innføring av dødelighet etter ekteskapelig status er mere til bry enn til nytte.

e) Den metode som antakelig vil forbedre norske befolkningsprognoser mest, er innføring av kohortmetoden. Når det gjelder ekteskapelig status, bør vi innføre ekteskapskohorter i tillegg til fødselskohorter.

#### f) Forbedring av modellen (6. nivå-feil).

Det er flere utviklingsretninger:

i) En sosio-økonomisk modell hvor giftermålsratene (eller endringer i disse) blir endogent bestemt av demografiske, økonomiske og sosiale faktorer.

- ii) En prognosemodell av den type som presenteres av Forrester (1971).
- iii) Simuleringsmodeller. Se f.eks. Hyrenius og Adolfsson (1964).

g) Også menn etter ekteskapelig status bør framskrives, både fordi dette er av stor økonomisk og sosial interesse, og fordi man ikke kan lage en god prognose av antall kvinner etter ekteskapelig status, uten simultant å ta hensyn til mennene (se avsnitt 6.6).

h) Andre ting som kan forbedre befolkningsprognosen generelt, og dessuten framskrivinga etter ekteskapelig status, er å inkludere inn- og utvandring, basere den på regionale prognoser, og knytte den sammen med en sosio-økonomisk modell.

## REFERANSER

NOS = Norges offisielle statistikk

- [1] Backer, Julie E. (1965): "Ekteskap, fødsler og vandringer i Norge 1865-1960." SØS nr. 13, Statistisk Sentralbyrå.
- [2] Bolander, Anne-Marie (1971): "A Comparative Study of Mortality by Cause in Four Nordic Countries, 1966-68, with Special Reference to Male Excess Mortality." Statistiska Meddelanden Be 1971:9, Statistiska Centralbyrån, Stockholm.
- [3] Brunborg, Helge (1973): "Statistisk Sentralbyrås befolkningsprognosemodell. Framskrivninga 1971-2000. Bakgrunnsmateriale og kommentarer til resultatene." Arbeidsnotat IO 73/14, Statistisk Sentralbyrå.
- [4] Forrester, Jay W. (1971): "World Dynamics." Wright-Allen Press Inc, Mass.
- [5] Gilje, E. (1968): "Modell for befolkningsprosjeksjoner for norske regioner." Arbeidsnotat IO 68/15, Statistisk Sentralbyrå.
- [6] Gilje, E. og Nordbotten, S. (1970): "A Demographic Model for the Norwegian Population and its Technical Characteristics." Statistisk tidskrift III 9 (1): 13-24.
- [7] Halvorsen, Tor (1970): "En modell for analyse av inngåelse og oppløsning av ekteskap i en åpen befolkning." Arbeidsnotat IO 70/4, Statistisk Sentralbyrå.
- [8] Hansen, Tor Magne og Sæther, Arild (1972): "Befolknings og sysselsettingsforhold i Agder og Rogaland. Framskrivning av folkemengden 1970-2000." Notat nr. 22 fra Landsdelskomiteen for Agder og Rogaland, Arendal.
- [9] Hoem, Jan M. (1967): "Grunnbegreper i formell Befolkningslære." 2. utgave, Universitetsforlaget, Oslo 1970.
- [10] Hoem, Jan M. (1968): "Befolkningsprognosemodellens flyttingsrelasjoner. I." Arbeidsnotat IO 68/11, Statistisk Sentralbyrå.
- [11] Hoem, Jan M. (1969 a): "Concepts of a Bisexual Theory of Marriage Formation." Statistisk tidskrift 1969:4, pp 295-300.
- [12] Hoem, Jan M. (1969 b): "Fertility rates and reproduction rates in A probabilistic setting." Biometrie-Praximetrie 10 (1): 38-66. Også utgitt som No. 60 i Reprint Series fra Sosialøkonomisk Institutt, Univ. i Oslo, 1970.
- [13] Hoem, Jan M. (1970): "Statistisk Sentralbyrås befolkningsprognosemodell V. Det eksisterende system og planlagte forbedringer." Arbeidsnotat IO 70/22, Statistisk Sentralbyrå.
- [14] Hoem, Jan M. (1972 a): "Levels of Error in Population Forecasts." Arbeidsnotat IO 72/3, Statistisk Sentralbyrå.
- [15] Hoem, Jan M. (1972 b): "Statistisk Sentralbyrås befolkningsprognosemodell VII. Usikkerhet ved befolkningsprognoser." Arbeidsnotat IO 72/9, Statistisk Sentralbyrå.



- [16] Hoem, J. M. og Ridsø, A. (1972): "Kommentarer til Statistisk Sentralbyrås framskriving av folkemengden i kommunene 1972-2000." ARTIKKEL nr. 52, Statistisk Sentralbyrå.
- [17] Hyrenius, H. og Adolfsson, I. (1964): "A Fertility Simulation Model." Report no. 2, Demographic Institute, Univ. i Göteborg.
- [18] NOS A 307 (1969): "Framskriving av folkemengden til 1990." Statistisk Sentralbyrå.
- [19] NOS A 448 (1971): "Folkemengden etter alder og ekteskapelig status." Statistisk Sentralbyrå.
- [20] NOS A 458 (1971): "Folkemengdens bevegelse 1970." Statistisk Sentralbyrå.
- [21] NOS A 468 (1972): "Framskriving av folkemengden 1971-2000." Statistisk Sentralbyrå.
- [22] NOS A 518 (1972): "Folkemengdens bevegelse 1971." Statistisk Sentralbyrå.
- [23] NOS A 523 (1972): "Framskriving av folkemengden 1972-2000. Regionale tall." Statistisk Sentralbyrå.
- [24] Norge. Statistisk Sentralbyrå (1972): "Folkemengdens bevegelse. Oversikt 1966-1970." Statistiske analyser nr. 1.
- [25] Pollard, G.N. (1969): "Factors Influencing the Sex Ratio in Australia, 1902-65." J. biosoc. Sci. 1 : 125-144.
- [26] Pollard, J.H. (1969): "A discrete-time two-sex age-specific stochastic program incorporating marriage." Demography 5 (2) : 185-221.
- [27] Sverige. Statistiska Centralbyrån (1970): "Befolkningsprojektion efter civilstånd 1970-2000." Statistiska meddelanden Be 1970: 1.
- [28] Sverige. Statistiska Centralbyrån (1971): "Befolkningsprojektion för riket 1971-2000." Statistiska meddelanden Be 1971: 6.
- [29] Tarver, J.D. og Lee, Che-Fu (1968): "Sex ratio of registered live births in the US. 1942-63." Demography 5 (1) : 374-381.
- [30] Tønnesen, Bjørn L. (1973): "Dødeligheten hos gifte og ugifte i Norge 1960-62." Sosialøkonomen (3) : 11-20.
- [31] Vogt, Johan (1971 a): "Innføring i demografi. Forelesninger våren 1971." Stensiltrykk. Sosialøkonomisk Institutt, Univ. i Oslo.
- [32] Vogt, Johan (1971 b): "A Study of Wave movements of the Child-bearing Potential." Stensiltrykk, Sosialøkonomisk Institutt, Univ. i Oslo.
- [33] Widén, Lars (1969): "Methodology in Population Projection." Report no. 9, Demographic Institute, Univ. i Göteborg.

V E D L E G G : Prognoseprogrammet BEFPROG.

DOS FORTRAN IV 360N-FD-479 3-6                    MAINPGM                    DATE 21/08/73                    TIME 15.26.26

```

C *** HOVEDPROGRAM BEFPROG (PROG.NR.2575)                    *****
C PROGRAMMET BEREGNER TRE ALTERNATIVE BEFOLKNINGSPROJEKSJONER FOR ÅR 1970-2000
C PROGRAMMET BRUKER TRE ALTERNATIVER FOR FRUKTBARHETEN.
C ALTERNATIV NR.2 : FRUKTBARHETEN FALLER EKSPONENSIELT I 4 ÅR FRA 1970 TIL 1974
C MED FALLRATER SOM STORT SETT ER FALLET I FRUKTBARHETS RATER FOR NORGE FRA
C 1969 TIL 1970.                    FOR EN DEL ÅR ER DET BRUKT FALLET I DANMARKS FRUKTBARHET
C 1960-1969.
C DERETTER ER FRUKTBARHETEN KONSTANT, LIK 1974-RATENE.
C ALTERNATIV NR 3 : SOM ALT.2, MEN FRUKTBARHETEN FALLER I BARE TO ÅR ETTER 1970
C DERETTER ER FRUKTBARHETEN KONSTANT, LIK 1972-RATENE.
C ALTERNATIV NR.4 : FRUKTBARHETEN ER KONSTANT FOR ALLE ÅR 1970-2000, OG LIK DET
C ARITMETISKE GJENNOMSNIITT FOR ÅR 1969-1970.1)
0001                    DIMENSION OKS(3), QMS(3), QK(101), QM(101)
0002                    DIMENSION WIVES(81), LOST(80)
0003                    DIMENSION G(86), S(86), R(86)
0004                    DIMENSION F(34,6), MASH(34), NUT(7)
0005                    DIMENSION FD66(34), FD69(34), RC(34)
0006                    DIMENSION FERT(34)
0007                    DIMENSION BORN(32), TOTAL(32), GU(101,32)
0008                    DIMENSION MAT(14), REP(6)
0009                    REAL LM(101,32),LK(101,32),LU(101,32),LG(101,32),LT(101,32)
0010                    REAL MASH2)
0011                    INTEGER WIVES,ALT,BORN,ALTI,TOTAL
0012                    DATA MAT/1,4,5,6,11,13,15,20,22,27,28,31,32,33/
0013                    100 FORMAT( 2F8.5)
0014                    101 FORMAT( 6F8.4)
0015                    102 FORMAT(16F5.4)
0016                    103 FORMAT( 8F5.4)
0017                    104 FORMAT(10F8.7)
0018                    105 FORMAT( 2F5.4)
0019                    106 FORMAT(16I5)
0020                    107 FORMAT( 15)
0021                    108 FORMAT(20I4)
0022                    109 FORMAT(6X,F5.0,15X)
0023                    110 FORMAT(6X,4F5.0)
0024                    111 FORMAT(14,I3,5I5,2I4)3)
0025                    113 FORMAT(13I6)
0026                    114 FORMAT(6I6)
0027                    112 FORMAT(15H1ALTERNATIV NR ,                    I2// )
0028                    115 FORMAT( 15,5X,F12.4,5X,F12.4,6X,F12.4)
0029                    116 FORMAT( ' ) ESTIMERTE SANNSYNLIGHETER FOR AT KVINNEP SKIFTER EKTESK
                      1APFLIG STATUS '///
                      2 ' ALDER                    UGIFTE/GIFTE                    GIFTE/SKILTE,ENKER                    FØRGIFTE/GIFTE' )
0030                    117 FORMAT( '1KJØNNSPROPSJONER'/// ' CK=',F7.5, '                    CM=',F7.5 )
0031                    118 FORMAT(//// ' PROJISERTE SANNSYNLIGHETER FOR AT NYFØDTE DØR I FØRS
                      1TE KALENDERÅR ' // ' ÅR                    PIKER                    GUTTER' )
0032                    119 FORMAT(15,2F9.4)
0033                    120 FORMAT( 28H) GLATTEDE DØDSHYPPIGHETER                    //
                      1 ' ALDER                    KVINNER                    MENN                    ' / )
0034                    121 FORMAT(15,2F12.7)
0035                    122 FORMAT(11,39X)
0036                    123 FORMAT(14,15,17,24X)
0037                    125 FORMAT(// ' SUM                    ',6F10.6)
0038                    732 FORMAT(140H1PROJISERTE FRUKTBARHETS RATER I NORGE                    // )
0039                    733 FORMAT( 95H ALDER                    1970                    1971                    1972                    1973                    1974
                      1                    1975                    PFLATIV ENDRING PR ÅR                    / )
0040                    734 FORMAT(16,6F10.6,11X,F5.3 )
0041                    741 FORMAT(100H                    ÅR                    ALDER                    ALLE                    MENN                    KVINNER
                      1 UGIFTE K.                    GIFTE K.                    FØRGIFTE K,                    NYGIFTE                    )
0042                    742 FORMAT(17,18, 7I12 )
0043                    743 FORMAT( ' FRAMSKRIVING AV FOLKEMENGDEN ' //
                      1 ' ÅR                    ANTALL NYFØDTE                    TOTAL FOLKEMENGDEN ' / )
0044                    744 FORMAT(16, 7X,17,10X,110 )
C                    INNLESNING AV KJØNNSPROPSJONER OG SPEBARNSDØDELIGHET
0045                    READ( 7,100) CK,CM
0046                    READ(7,101) OKS,QMS
0047                    WRITE(8,117) CK,CM
0048                    WRITE(8,118)
0049                    DO 5 I=1,3
0050                    M=I+1969
0051                    5 WRITE(8,119) M,OXS(I),QMS(I)
0052                    M=1973
0053                    WRITE(8,119) M,OXS(3),QMS(3)
0054                    M=1974
0055                    WRITE(8,119) M,OXS(3),QMS(3)
C                    INNLESNING AV GIFTERMÅLSHYPPIGHETER FOR KVINNER I ALDER 15-100 ÅR
0056                    READ(7,102) G
C                    GJENGIFTEHYPPIGHETER 0
0057                    READ(7,102) R
C                    ANTALL GIFTE KVINNER 18-98 ÅR PR.31.12.1968 LESES INN 0

```

1) Alt.nr. 2 = Alt. E, Alt.nr. 3 = Alt. C, Alt.nr. 4 = Alt. A.

2) Bør tilføyes: REAL LUIN, LGIN, LTIN.

3) Formatet bør være (14, 13, 7I5).

```

DJS FORTRAN IV 360N-F0-479 3-6          MAINPGM          DATE 21/08/73          TIME 15.26.26

0058          READ(7,106) WIVES
0059          C      ANTALL KVINNER 18-97 ÅR SOM BLE SKILT/ENKER I 1968-69 LESES INN
0060          C      READ(7,108) LGST
0061          C      UDDSHYPPIGHETENE LESES INN O
0062          READ(7,104) QK
0063          READ(7,104) QM
0064          C      RESTANDEN PR. 31.12.1969 LESES INN FRA TAPE C
0065          REWIND 13
0066          DO 21 I=1,15
0067          READ(13,109) LK(I,1)
0068          READ(13,109) LM(I,1)
0069          LU(I,1)=LK(I,1)
0070          LG(I,1)=0.0
0071          LT(I,1)=0.0
0072          21 CONTINUE
0073          DO 22 I=16,101
0074          GU(I,1)=0.0
0075          READ(13,110) LK(I,1),LU(I,1),LG(I,1),LT(I,1)
0076          22 READ(13,109) LM(I,1)
0077          LT(15,1)=0.0
0078          C      GLATTING AV UDDSHYPPIGHETENE VED Å TA TRF-LEDDET BEVÆGELIG
0079          C      GJENNOMSNITT FOR ALDRENE 2-99 ÅR
0080          QK(101)=1.0
0081          QM(101)=1.0
0082          QM(100)=(QM(99)+QM(101))/2.0
0083          QK(100)=(QK(99)+QK(101))/2.0
0084          QKI=QK(2)
0085          QMI=QM(2)
0086          DO 7 I=3,100
0087          QKIM1=QKI
0088          QMIM1=QMI
0089          QKI=QK(I)
0090          QMI=QM(I)
0091          QK(I)=(QKIM1+QKI+QK(I+1))/3.0
0092          QM(I)=(QMIM1+QMI+QM(I+1))/3.0
0093          7 CONTINUE
0094          WRITE(8,120)
0095          DO 14 I=1,101
0096          IM1=I-1
0097          14 WRITE(4,121) IM1,QK(I), QM(I)
0098          C      BEREGNING AV SKILMISSE/ENKE HYPPIGHETER O
0099          DO 26 I=4,32
0100          26 S(I)= LOST(I-3)/(WIVES(I-3)+2*WIVES(I-2)-LG(I+17,1) )
0101          DO 28 I=1,3
0102          28 S(I)=0.0
0103          DO 29 I=33,86
0104          29 S(I)=0.0
0105          WRITE(8,116)
0106          DO 30 I=1,86
0107          M=I+14
0108          30 WRITE(8,115) M,G(I),S(I),R(I)
0109          C      FRUKTBARHETS RATENE FOR NORGE 1970 LESES INN FRA KORT O
0110          READ(7,102) (F(I,1),I=1,16)
0111          READ(7,102) (F(I,1),I=17,32)
0112          READ(7,105) (F(I,1),I=33,34)
0113          C      FRUKTBARHETS RATENE I DANMARK FOR 1966 OG 69 LESES INN OG FALL-
0114          C      KATEN PR. ÅR (DATE OF CHANGE RC) BEREGNES O
0115          READ(7,102) FD66
0116          READ(7,102) FD69
0117          FD66(33)=0.0004
0118          FD69(33)=0.0002
0119          C      PROJISERING AV DE FRAMTIDIGE FRUKTBARHETS RATER I NORGE O
0120          READ(7,102) FERT
0121          DO 50 I=2,30
0122          50 PC(I)=F(I,1)/(2*FERT(I)-F(I,1) )
0123          FC(34)=1.0
0124          DO 51 J=1,14
0125          I=MAT(J)
0126          51 PC(I)=(FD69(I)/FD66(I))*+(1.0/3.0)
0127          C      DEN TOTALE FRUKTBARHET BEREGNES OG PLASSERES I REP-MATRISEN.
0128          DO 56 N=2,6
0129          B=0.0
0130          NM1=N-1
0131          DO 55 I=1,34
0132          PUCK =F(I,NM1)*KC(I)
0133          F(I,N)=PUCK
0134          55 B=B+PUCK
0135          REP(N)=B
0136          56 CONTINUE
0137          R=0.0

```

EXP

EXP

```

DMS FORTRAN IV 360N-FU-474 3-6          MAINPGM          DATE 21/08/73          TIME 15.26.26

0127          DO 57 I=1,34
0128          57 B=B+F(I,1)
0129          REP(I)=B
0130          WRITE(R,732)
0131          WRITE(R,733)
0132          DO 63C I=1,34
0133          M=I+14
0134          630 WRITE(R,734) M,(F(I,J),J=1,6), RC(I)
0135          WRITE(R,125) REP
0136          DO 58 I=1,34
0137          58 MASH(I)=F(I,5)
C            ETTER TRE ÅR, DVS FRA OG MED 1972 BRUKES KONSTANT SPEBARNSDØDELIGHET
0138          QKSN=QKS(3)
0139          QMSN=QMS(3)
0140          BORN(1)=64551
0141          ALT=1
0142          N=1
0143          N1=2
0144          09 LM(1,2)=(1-QMS(1))*33271.0
0145          GIRLS=(1-QKS(1))*31280.0
0146          GO TO 205
C            ANTALL NYFØDTE I ÅR N BEREGNES; FRUKTBARHETEN AVHENGER AV TIDAO
0147          10 B=0.0
0148          DO 12 I=15,49
0149          J=I-14
0150          B=B+F(J,N)*LK(I,N)
0151          12 CONTINUE
0152          BORN(N)=B+0.5
0153          GO TO 200
C            ANTALL NYFØDTE VED KONSTANT FRUKTBARHET BEREGNESO
0154          13 B=0.0
0155          DO 15 I=15,48
0156          J=I-14
0157          B=B+MASH(J)*LK(I,N)
0158          BORN(N)=B+0.5
0159          IF(N.GE.32) GO TO 230
C            ANTALL BARN SOM OVERLEVER FØRSTE LEVEÅR BEREGNES O
0160          200 IF(N.GE.3) GO TO 202
0161          201 LM(1,N1)=(1-QMS(N))*CM*B
0162          GIRLS=(1-QKS(N))*CK*B
0163          GO TO 205
0164          202 LM(1,N1)=(1-QMSN)*CM*B
0165          GIRLS=(1-QKSN)*CK*B
0166          205 LK(1,N1)=GIRLS
0167          LU(1,N1)=GIRLS
0168          LG(1,N1)=0.0
0169          LT(1,N1)=0.0
0170          TOT=LM(1,N1)+GIRLS
C            ANTALL KVINNER OG MENN I ALDER 1-14 ÅR SOM OVERLEVER ÅR N FINNESO
0171          DO 215 I=1,14
0172          I1=I+1
0173          BOYS=(1.0-QM(I))*LM(I,N)
0174          GIRLS=(1.0-QK(I))*LK(I,N)
0175          LM(I1,N1)=BOYS
0176          LK(I1,N1)=GIRLS
0177          LU(I1,N1)=GIRLS
0178          LG(I1,N1)=0.0
0179          LT(I1,N1)=0.0
0180          TOT=TOT+BOYS+GIRLS
0181          215 CONTINUE
C            ANTALL PERSONER I ALDER 15-100 ÅR SOM OVERLEVER ÅR N BEREGNES O
C            Dessuten beregnes antall kvinner etter ekteskabelig status i år no
0182          DO 220 I=15,100
0183          I1=I+1
0184          HERRER=(1.0-QM(I))*LM(I,N)
0185          LM(I1,N1)=HERRER
C            OVERLEVELSESSANNSYNLIGHET FOR KVINNER I ALDER IO
0186          OKI=1.0-QK(I)
0187          LUIN=LU(I,N)
0188          LGIN=LG(I,N)
0189          LTIN=LT(I,N)
C            ANTALL KVINNER SOM SKIFTER SIVILSTAND O
0190          J=I-14
0191          GLU=G(J)*LUIN
0192          SLG=S(J)*LGIN
0193          RLT=R(J)*LTIN
0194          GU(I1,N1)=GLU
C            NYE KVINNEBESTANDER BLIR O
0195          LU(I1,N1)=OKI*LUIN-GLU
0196          LG(I1,N1)=OKI*LGIN+GLU+RLT-SLG

```

```

DIS FORTRAN IV 360N-FJ-479 3-6          MAINPGM          DATE 21/08/73          TIME 15.26.26

0197          LT(I,N1)=OKI*ITIN+SLG-RLT
0198          DAMER      =OKI*LK(I,N)
0199          LK(I1,N1)=DAMER
0200          TOT=TCT+HERRER+DAMER
0201          220 CONTINUE
0202          TOTAL(N1)=TOT+0.5
C            NYE BFSTANDER FOR AR N+1 ER NA BEREGNET
0203          N=N1
0204          N1=N+1
0205          N68=N+1968
0206          IF(ALT.EQ.3.OR.N.GE.5) GC TO 13
0207          IF(ALT.EQ.1.AND.N.LT.5) GC TO 10
0208          IF(N.EQ.2) GO TO 10
0209          GO TO 13
0210          230 CONTINUE
C            ET ALTERNATIV ER NA FERDIG BEREGNET OG SKRIVES UT PA BAND 0
0211          ALT=ALT+1
0212          WRITE(8,112) ALT1
0213          WRITE(9,122) ALT1
C            ANTALL FROESLER OG TOTALT FOLKETALL FOR ARA 1969-2000 SKRIVES UT 0
0214          WRITE(8,743)
0215          N68=1969
0216          M=67746
0217          TOTAL(1)=3866527
0218          WRITE(9,123) N68,M,TOTAL(1)
0219          WRITE(8,744) N68,M,TOTAL(1)
0220          DO 745 N=2,32
0221          N68=N+1968
0222          WRITE(9,123) N68,BORN(N-1),TOTAL(N)
0223          745 WRITE(8,744) N68,BORN(N-1),TOTAL(N)
0224          DO 250 N=1,32
0225          WRITE(8,112) ALT1
0226          WRITE(8,741)
0227          N68=N+1968
0228          DO 240 I=1,15
0229          IM1=I-1
0230          NUT(2)=LM(I,N)+0.5
0231          NUT3 =LK(I,N)+0.5
0232          NUT(3)=NUT3
0233          NUT(1)=NUT(2)+NUT3
0234          NUT(4)=NUT3
0235          DO 239 K=5,7
0236          239 NUT(K)=0
0237          WRITE(9,111) N68,IM1, NUT
0238          240 WRITE(8,742) N68,IM1, NUT
0239          DO 245 I=16,101
0240          IM1=I-1
0241          NUT(2)=LM(I,N)+0.5
0242          NUT(3)=LK(I,N)+0.5
0243          NUT(4)=LU(I,N)+0.5
0244          NUT(5)=LG(I,N)+0.5
0245          NUT(6)=LT(I,N)+0.5
0246          NUT(7)=GU(I,N)+0.5
0247          NUT(1)=NUT(2)+NUT(3)
0248          WRITE(9,111) N68,IM1, NUT
0249          245 WRITE(8,742) N68,IM1, NUT
0250          250 CONTINUE
0251          END FILE 9
C            ALLE RESULTATER ER NA SKREVET UT PA TAPE.
C            ET ALTERNATIV ER FERDIG OG VI BEGYNNER PA NESTE 0
0252          300 ALT=ALT+1
0253          N=1
0254          N1=2
0255          IF(3-ALT) 500,330,320
C            ALTERNATIV 2. KONSTANT FRUKTBARHET FRA 1972 0
0256          320 DO 321 I=1,34
0257          321 MASH(I)=F(I,3)
0258          GO TO 9
C            ALTERNATIV 3. KONSTANT FRUKTBARHET LIK GJENNOMSNIITT 1969-70 0
0259          330 READ( 7,102) MASH
0260          GO TO 9
0261          500 WRITE( 8,610)
0262          610 FORMAT(/30H SISTE ALTERNATIV ER FERDIG )
0263          REWIND 13
0264          STOP
0265          END

```