

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

IO 76/29

23. september 1976

METODEHEFTE NR. 20

NOTAT OM DØDELIGHETEN I DEN REGIONALE
BEFOLKNINGSFRAMSKRIVNINGEN 1977.

INNHold

	Side
Forord	1
Knut Ø. Sørensen: "Notat om dødeligheten i den regionale befolkningsframskrivningen 1977"	2

Ikke for offentliggjøring. Dette notat er et arbeidsdokument og kan siteres eller refereres bare etter spesiell tillatelse i hvert enkelt tilfelle. Synspunkter og konklusjoner kan ikke uten videre tas som uttrykk for Statistisk Sentralbyrås oppfatning.

FORORD

Metodehefter i serien Arbeidsnotater

I tilknytning til mange prosjekter i Statistisk Sentralbyrå utarbeides det mindre, upretensiøse notater for avklaring av spørsmål av metodisk interesse. Det kan dreie seg om utvalgsteknikk, alternative spørsmålsformuleringer, presentasjonsmetoder, begrepsavklaringer, diskusjon av "funn" i data, system-idéer eller andre temaer. Selv om mange slike notater bare har begrenset interesse i ettertid, vil det blant dem være noen som kunne fortjene å bli alminnelig tilgjengelig. Det kan også være nyttig å ha dem registrert sentralt slik at det blir lettere å få oversikt over det stoffet som foreligger, og lettere å referere tilbake til det. Byrået publiserer derfor leilighetsvis et passende antall notater av dette slaget samlet i metodehefter i serien Arbeidsnotater.

Kontorlederne bes holde øynene åpne for denne nye publiseringsmuligheten.

Forskningsjef Per Sevaldson er redaktør av metodeheftene. Førstekontorfullmektig Liv Hansen er redaksjonssekretær. Medarbeidere i Byrået som lager stoff som kan være aktuelt, bes sende dette til redaksjonen etter hvert som det blir ferdig. Retningslinjer for utformingen av inserater i metodeheftene finnes på side 46 til side 47 i Metodehefte nr. 9 (ANO IO 73/36).

Notat om dødeligheten i den regionale befolkningsframskrivningen 1977.

av Knut Ø. Sørensen

Den nåværende behandlingen av dødeligheten i modellen er beskrevet og drøftet kort i Sørensen (1975) side 14-16. Der er det pekt på to forhold som det kan være grunn til å se nærmere på:

1. Beregningsmåten for dødsratene.
2. Hva betyr den regionale forskjellen i dødelighet for prognoseresultatene.

Dessverre har Sosiodemografisk forskningsgruppe i den tiden som har gått siden forrige prognose ikke hatt ressurser til å arbeide med dødeligheten i modellen. Dette notatet er derfor ment som en første oversikt over problemene, uten at det har vært anledning til å ofre mye tid på arbeidet. Vi håper likevel at det kan tjene som et diskusjonsgrunnlag, og vil gjerne få reaksjoner på de tankene som kommer fram i notatet.

1. Beregning av dødsratene (for landet under ett).

Til bruk i prognosen trenger vi dødsrater der alderen er definert som (prognose-)år minus fødselsår (kalenderårsmetoden, råratesymbol \square hos Hoem (1974)). I 75-prognosen ble disse ratene tilnærmet ut fra aldersspesifikke rater der alder var regnet i fylte år i dødsøyeblikket (aldersårsmetoden, råratesymbol \square hos Hoem (1974)).

Det viser seg at det samme programmet estimerer dødssannsynligheter etter begge aldersdefinisjoner. Jeg vil derfor foreslå at vi i framskrivingene heretter går over til å bruke de ratene som er regnet ut direkte etter kalenderårsmetoden.

Uavhengig av hva som gjøres med valg av rategrunnlag blir det et problem med estimatet av "spebarnsdødeligheten". I framskrivingen skal vi gi et anslag på antall barn som er født i et år, og hvor mange av disse som lever ved utgangen av året (antall null-åringer). Vi trenger derfor et estimat på sannsynligheten for at et barn dør i løpet av det kalenderåret det er født.

Denne sannsynligheten er avhengig av aldersvariasjonen i dødsintensiteten og av når i året barnet er født.

I 1975-framskrivingen er sannsynligheten for å dø i løpet av fødselsåret satt lik halvparten av sannsynligheten for å dø i løpet av det første leveåret. Dette er en dårlig løsning, siden dødsintensiteten er mye større i de første ukene av det første leveåret enn i resten. Flesteparten av de som blir født i løpet av et kalenderår vil jo også tilbringe sine første leveuker i det samme kalenderåret.

Jeg vil foreslå at vi estimerer sannsynligheten for at et barn dør i løpet av det kalenderåret det er født som antall barn som har dødd i sitt fødselsår i en basisperiode dividert med antall fødsler i basisperioden. (Alle dødssannsynlighetene regnes selvsagt ut separat for hvert kjønn.)

Forskjellen mellom ratene brukt i framskrivingen 1975 og rater beregnet direkte etter den alternative rateformelen (basert på observasjoner i 1972-73) går fram av tabellen under.

Dødssannsynlighet:	Gutter	Jenter
	Alder null år	
i framskrivingen 75 ..	0,006850	0,004880
rater etter alternativ rateformel	0,0122262	0,0085486

(Feilen for nullåringer motsvares i framskrivingen av en feil i dødeligheten i motsatt retning for ettåringer, slik at størrelsen på en kohort ved utløpet av det andre året etter fødselsåret blir tilnærmet riktig.)

På litt lenger sikt kan en vel redusere variansen til den foreslåtte estimatoren noe ved å ta utgangspunkt i dødsintensiteter for kortere aldersintervall og fødselens fordeling over kalenderåret. Før man tar i bruk slike mer "avanserte" metoder bør man sikre at de tilnærmelsene som er aktuelle blir bedre enn de som brukes nå.

2. Betydningen av regional variasjon i dødeligheten

Det hevdes ofte at endringer i dødssannsynlighetene vil ha liten betydning for utfallet av befolkningsframskrivingene. Selv om endringen skulle medføre stor prosentvis endring i antall døde, så er antall døde så lite i forhold til antall overlevende, at den relative endringen i antall overlevende blir liten.

La nå L betegne antall personer av et gitt kjønn som er bosatt i et gitt område ved begynnelsen av et gitt år, og som tilhørte en gitt aldersgruppe. La videre \bar{q} betegne dødsraten for disse personene, mens vi i framskrivingen regner som om raten var q (felles for hele landet). Vi definerer forskjellen mellom \bar{q} og q som $100 r$ prosent (dvs. $\bar{q} = q(1+r)$). Vi kan da regne ut feilen i anslaget på antall overlevende for området ved utgangen av året (kalt ΔL) i prosent av antall overlevende som beregnes i framskrivingen slik:

$$\Delta L = 100 \cdot \frac{L(1-\bar{q}) - L(1-q)}{L(1-q)} = 100 \cdot \frac{1-q(1+r) - (1-q)}{1-q}$$

$$\Delta L = -100 r \frac{q}{1-q}$$

Feilprosenten ΔL er beregnet i tabell 1 for ulike verdier av r og q . Der er rekken av q -er hentet fra dødelighetstabellene 1973-74 (tabell 3, SU nr. 5, 1976). (Dødsraten for aldersgruppene er regnet som det aritmetiske gjennomsnittet av ratene for de enkelte aldersår gruppen består av. Aldersbegrepet er her alder i dødsøyeblikket). I første omgang ser jeg på en situasjon der befolkningen ved inngangen av året er gitt. Dette tilsvarer situasjonen i det første framskrivingsåret i våre framskrivinger. Utover i en prognoseperiode vil bestandene utsettes for en rekke slike feilprosenter. Dersom avvikene for alle aldersgrupper går i samme retning, kan altså feilene akkumuleres opp. Dette problemet kommer jeg tilbake til.

Ser vi på tallene i tabell 1, ser vi at selv en prosentvis endring i dødsratene på 50% vil gjøre lite utslag på den framskrevne bestanden i aldrene 1-55 år (for kvinner kanskje 1-65 år). I de ratene som gjengis for fylkene i NOS A 672 (1974): Regional dødelighet 1969-72 er avviket fra landsgjennomsnittet (for menn) i bare to tilfelle større enn 50%. Dette gjelder Sogn og Fjordane (+58,6% for aldersgruppen 20-24 år) og Finnmark (+70,4% for aldersgruppen 0-4 år). Dette kan tyde på at vi kanskje kan se på avvik på 50% som stort sett noe i overkant av de avvikene vi kan regne med på fylkesnivå. Vi kan derfor konkludere med at geografisk variasjon i dødsratene først og fremst betyr noe for prognosetallene for nyfødte og de eldre (fra ca. 55-60 år og over).

Tabell 1. Feilprosent ΔL i tallverdi som følge av ulike avvik r og dødelighetstabellen 1973-74

Alders- gruppe	Menn			Kvinner				
	Døds- falls- rate i promille	Feil ΔL som følge av avvik r på			Døds- falls- rate i promille	Feil ΔL som følge av avvik r på		
		10%	30%	50%		10%	30%	50%
0 år	13,09	0,13	0,40	0,66	9,06	0,09	0,28	0,46
1- 4 år	0,85			0,04	0,46			0,03
5- 9 "	0,51			0,03	0,30			0,02
10-14 "	0,36			0,02	0,22			0,01
15-19 "	1,10			0,06	0,33			0,02
20-24 "	1,13			0,06	0,33			0,02
25-29 "	1,11			0,06	0,38			0,02
30-35 "	1,27			0,06	0,59			0,03
35-39 "	1,78			0,09	0,88			0,04
40-44 "	2,67			0,13	1,45			0,07
45-49 "	4,45			0,22	2,22			0,11
50-54 "	7,56	0,08	0,22	0,38	3,62			0,18
55-59 "	12,11	0,12	0,37	0,61	5,31			0,27
60-64 "	19,07	0,19	0,58	0,97	8,96	0,09	0,27	0,45
65-69 "	30,40	0,31	0,94	1,57	14,97	0,15	0,46	0,76
70-74 "	50,05	0,53	1,58	2,63	28,68	0,30	0,89	1,48
75-79 "	77,06	0,83	2,48	4,13	46,78	0,49	1,47	2,45
80-84 "	119,15	1,35	4,06	6,76	92,87	1,02	3,07	5,12
85-89 "	178,86	2,18	6,53	10,89	152,95	1,81	5,42	9,03
90-94 "	257,88	3,47	10,42	17,37	235,26	3,07	9,23	15,38
95-99 "	345,70	5,28	15,85	26,42	322,45	4,76	14,28	23,80

Som en første oversikt over den regionale variasjonen i dødeligheter har jeg tatt inn et sett av standardberegnede dødelighetstall fra NOS A 672 (1974). Som standardbefolkning er her brukt total-folkemengden etter kjønn og alder pr. 1/11 1960.

Tabell 2. Den samlede dødelighet for menn og kvinner i hvert fylke i forhold til gjennomsnittsdødeligheten for hele landet. Standardberegnede kvotienter. Hele landet = 100. 1969-72

Fylke	Menn		Kvinner	
	Alle	40-69 år	Alle	40-69 år
01 Østfold	108	105	104	104
02 Akershus	98	94	102	95
03 Oslo	111	121	99	106
04 Hedmark	91	86	101	99
05 Oppland	90	83	97	88
06 Buskerud	99	100	102	102
07 Vestfold	104	105	97	99
08 Telemark	100	101	99	98
09 Aust-Agder	96	93	96	99
10 Vest-Agder	103	106	99	99
11 Rogaland	97	95	97	103
12 Hordaland	98	97	99	99
14 Sogn og Fjordane	85	81	96	88
15 Møre og Romsdal	93	86	95	88
16 Sør-Trøndelag	101	101	104	105
17 Nord-Trøndelag	94	89	102	100
18 Nordland	102	101	101	100
19 Troms	102	108	110	111
20 Finnmark	122	128	118	118
Hele landet	100	100	100	100

Av tabell 2 synes det som om den regionale variasjonen i dødsratene er større for menn enn for kvinner, og ihvertfall for mennenes vedkommende, større i aldersgruppen 40-69 år enn gjennomsnittlig for alle aldersgruppene.

Den tabellen i NOS Regional dødelighet som tallene over er hentet fra (tab. 5) inneholder også tilsvarende tall for periodene 1949-52, 1959-62 og 1964-67. Som ventet virker den regionale variasjonen større for perioden 1949-52, enn for årene 1969-72. Sammenlikner vi med perioden 1964-67, så var det i aldersgruppen 40-69 år for mennenes vedkommende 8 av fylkene som lå nærmere landsgjennomsnittet i 1969-72 enn 1964-67, og like mange som lå lenger unna. For kvinnenes del var det 12 fylker som lå nærmere landsnivået i 1969-72, mens 5 lå lenger unna. (Tallene for Hordaland er ikke sammenliknbare.) Dette tyder på at den regionale utjamningen har fortsatt også i denne perioden i hvertfall for kvinnene, mens utviklingen når det gjelder mennene ikke er så klar.

Før vi kan bedømme hvordan avvik mellom de fylkesvise dødsratene og de tilsvarende ratene for landet under ett virker inn på den framskrevne bestanden, trenger vi mer detaljerte opplysninger om hvor store avvikene er for de enkelte aldersgruppene. Spesielt er vi interessert i de "kritiske" aldre null år og over 50 år.

I tabell 3 har jeg framstilt den prosentvise forskjellen mellom dødsraten på landsnivå og de fylkesvise dødsratene for utvalgte aldre i perioden 1969-72.

Tabell 3. Prosentvise avvik mellom dødsrater for fylkene og rater for landet under ett. Utvalgte aldersgrupper i årene 1969-72

Fylke	Under ett år	Menn				Kvinner		
		50-59	60-69	70-79	80+	60-69	70-79	80+
Østfold	-4,7	5,0	5,8	8,5	10,1	5,0	5,3	6,1
Akershus	-19,5	-13,9	-0,8	3,2	1,7	0,2	5,5	8,6
Oslo	-2,3	17,0	23,6	16,9	-2,9	1,6	-6,0	-2,8
Hedmark	14,8	-23,7	-10,5	-10,6	0,2	0,1	2,9	1,2
Oppland	11,7	-22,5	-19,4	-13,1	-0,2	-9,2	-4,0	3,6
Buskerud	-0,8	5,5	-3,0	4,7	2,2	3,0	1,3	1,1
Vestfold	-15,6	16,3	1,3	3,4	4,9	-2,1	-0,5	-6,1
Telemark	-4,7	8,8	-1,5	-2,4	0,8	-3,3	0,9	-0,6
Aust-Agder	6,0	0,5	-11,6	-8,3	0,1	-3,1	-8,8	-4,4
Vest-Agder	0,8	3,2	2,7	-4,4	1,9	-2,7	-0,5	-0,1
Rogaland	-4,7	-6,6	-1,6	-0,7	-4,7	-1,0	-3,1	-7,4
Hordaland	-12,5	-1,0	-1,6	-2,3	1,5	1,6	0,4	-1,5
Sogn og Fjordane	6,3	-11,5	-24,7	-17,7	-10,9	-18,1	-3,7	-0,3
Møre og Romsdal	-4,7	-12,2	-15,6	-6,9	-2,4	-13,4	-5,2	-0,9
Sør-Trøndelag	19,5	2,5	1,8	1,2	-0,2	1,8	5,1	2,5
Nord-Trøndelag	-6,3	-18,5	-11,6	-5,1	-1,3	3,1	5,5	1,5
Nordland	3,9	-0,3	0,0	0,9	2,3	4,2	1,5	1,8
Troms	21,9	17,0	2,0	1,7	-9,7	10,7	10,4	7,0
Finnmark	51,6	36,1	18,6	19,1	10,5	32,3	30,9	6,9

For mitt formål hefter det er par svakheter med de ratene jeg har gått ut fra. De prosentvise avvikene mellom fylkesvise dødsrater og landsrater for nullåringene er beregnet på grunnlag av tabell 6 i NOS A 672 (1974). Dødsratene i den tabellen er definert som antall barn som dør i sitt første leveår dividert med antall (leverde-)fødte. Som nevnt under punkt 1 foran er vi i framskrivingen egentlig interessert i en annen rate. For vårt formål ville vi derfor ønske å se den geografiske variasjonen i rater med samme nevner, men der det i telleren inngår barn som dør i samme kalenderår som de blir født. Slike rater er imidlertid ikke beregnet for fylkene. Vi må være forberedt på at variasjonen i våre "prognose"-rater kan være større enn variasjonen i de ratene som ligger til grunn for tabell 3. Jeg har videre ikke funnet rater for hvert kjønn separat.

Avvikene for de høyere aldersgruppene er beregnet ut fra tabell 21 i samme NOS.

En del av den geografiske variasjonen som kommer til syne i ratene for disse aldersgruppene kan delvis være en følge av at aldersfordelingen innen de ganske grove aldersgruppene varierer fra

fylke til fylke. Alle ratene jeg bygger på er naturligvis dessuten påvirket av tilfeldigheter. I første omgang har jeg nøyd meg med å se på konsekvenser av en gitt forskjell i ratene, uten å ta opp hvor stor del av forskjellen som kan være en følge av tilfeldige variasjoner.

Vi kan nå sammenlikne avvikene i tabell 3 med tallene i tabell 1.

Ser vi på de som dør i alderen under ett år, ser vi av tabell 3 at Finnmark fylke skiller seg ut ved å ha klart høyest dødelighet. Med 51,6 prosent høyere dødelighet enn landsgjennomsnittet i første leveår, vil vi overestimere antall gjenlevende gutter med 6,8 promille og antall jenter med 4,7 promille (ut fra dødelighetsforhold på 73-74 nivået). For de fleste fylkene vil imidlertid avvikene bety langt mindre. De fylkene som avviker mest fra landsnivået (nest etter Finnmark) har et avvik på ca. 20 prosent i tallverdi. Dette gjelder fylkene Akershus, Sør-Trøndelag og Troms. Et slikt avvik tilsvarer 2,6 promille for gutter og 1,8 promille for jenter.

Sett i forhold til den usikkerheten som hefter ved fødselsratene, må en vel si at variasjonene i antall gjenlevende nullåringer som skyldes regional variasjon i dødeligheten er av relativt liten betydning, med et mulig unntak for Finnmarks vedkommende. Vi må imidlertid huske på at de geografiske variasjonene i de mer prognoserettede ratene for nullåringer som vi vil bruke i framskrivingene kan være større enn variasjonene i de ratene vi har benyttet her.

Ser vi på avvikene for personer over 80 år, kan vi vel skille ut et toppnivå på ca. 10 prosent avvik i tallverdi for mennene (representert for fylkene Østfold, Sogn og Fjordane, Troms og Finnmark). For kvinnene ligger toppnivået et par prosentpoeng lavere (representert ved Akershus, Rogaland, Troms og Finnmark). Av tabell 1 ser vi at slike avvik i dødsratene gir et avvik i bestanden som varierer for menn fra 1,35 prosent (80-84 år) til litt over 5 prosent (95-99 år). Avvikene i antall overlevende kan altså være av en viss betydning, relativt sett.

For menn i alderen 50-59 år tilsvarer Finnmarks avvik et avvik i bestanden på 4,3 promille for aldersgruppen 55-59 år. Det nesthøyeste nivået i avvikene ligger på ca. 20 prosent (dvs. 2-3 promille avvik i bestanden). Disse avvikene er vel såpass små at de må kunne aksepteres.

Avvikene for menn i alderen 60-79 år ligger på sitt høyeste i overkant av 20 prosent i tallverdi for aldersgruppen 60-69 år og litt i underkant av 20 prosent for 70-79-åringene. Dette kan bety avvik i bestanden av en viss størrelse, spesielt for alderne over 70 år. For kvinnene i disse aldersgruppene står Finnmark igjen i en særstilling, mens avvikene er små for de fleste andre fylkene.

Det kan også være av interesse å se hvor mange personer i avvik det kan dreie seg om som følge av den regionale forskjellen i dødsratene. I tabell 4 under har jeg multiplisert differansen mellom den fylkesspesifikke raten og raten for landet under ett med bestandstall pr. 31/12-74. Rate-differansene er hentet fra NOS A 672 (1974) tabell 21. Beregningene er foretatt for noen få fylker som ut fra tabell 3 ser ut til å avvike ganske langt fra landsgjennomsnittet. Positive tall i tabellen betyr av antall døde undervurderes i en framskriving med landsrater.

Tabell 4. Endret antall døde personer¹⁾ som følge av fylkesvise forskjeller i dødelighet. Utvalgte fylker

Fylke	Total	Alder											
		0-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80+
<u>Menn</u>													
Finnmark	+78,65	11,0	0,46	0,47	0,27	2,14	0,24	2,95	8,03	14,21	14,17	17,01	7,70
Oslo ...	+343,97	0,68	-2,15	-1,61	-2,10	-4,82	-8,43	-1,28	18,86	50,50	152,30	155,35	-14,33
Sogn og Fjordane ..	-106,8	1,27	1,04	-0,5	-1,38	2,77	0,26	-0,90	-2,73	-6,59	-34,87	-40,29	-24,88
Oppland	-124,42	0,46	-0,22	-0,97	1,00	-1,76	0,87	-1,04	1,29	-25,09	-46,17	-52,13	-0,66
<u>Kvinner</u>													
Finnmark	+44,10	4,23	1,15	0,24	0,27	-0,49	-0,70	0,63	0,22	-0,15	12,37	20,86	5,47

1) Tallene viser egentlig ratedifferanse ganget med bestanden. For å slippe avrundingsfeil i disse produktene, og for å sikre konsistens ved summeringen, er tallene gitt med to desimaler. Tallene kan etter en passende avrundning tolkes som antall personer.

Av tabell 4 ser vi at selv for de fylkene som ut fra tabell 3 synes å ha ganske klare avvik i dødsratene fra landsnivået, er det ikke så veldig mange personer det kan dreie seg om. Vi ser igjen at avvikene (her målt i antall personer) er klart av størst betydning for de høyere aldersgruppene.

Tallene hittil har dreid seg om feil som oppstår i det første framskrivingsåret. Etter hvert som en kommer lenger ut i framskrivingsperioden, risikerer vi at de feilene som oppstår ved at en baserer seg på dødsrater på landsnivå vil akkumuleres innen hvert fylke. Avvikene fra landsnivået i de fylkesvise ratene går jo stort sett i samme retning i alle de "vanskelige" aldersgruppene innen de fylkene som har størst avvik. Den beste måten å få fram betydningen av de regionale forskjellene på lenger sikt vil være å foreta alternative framskrivninger, f.eks. basert på utgangsbestand pr. 31/12-74 i hvert fylke, landsdødelighet på 73-74-nivå, og de fylkesvise avvik i 69-72.

Innenfor rammen av dette "miniprojektet" har det ikke vært tid til å foreta slike beregninger. I stedet vil vi trekke fram resultater fra et gammelt arbeidsnotat av Gilje (Gilje 1966). Tallene hans kan vel brukes til å belyse virkningen av ulike dødelighetsnivåer også for fylkene, siden han konkluderer med at forskjeller i utgangsbestanden har lite å si for de prosentvise avvikene han regner ut. De dødsratene Gilje har brukt i alternativ A ser ut til å ligge litt under dødsratene i tabell 1. Fruktbarheten tilsvarer fruktbarhetsnivået i 1964.

Nedenfor har jeg tatt inn to av Giljes tabeller og hans konklusjoner. Giljes alternativ C er basert på dødsraten i alternativ A pluss 40 prosent (i tillegg er dødeligheten i det første halve leveår hevet med 40 prosent på forhånd). Gilje skriver:

"Tabell 6 viser det avvik fra alternativ A vi får ved bruk av alternativ C, regnet i prosent av alternativ A. Bestanden gjelder kun riket, da bruk av de to andre bestandene ikke viser noen spesielle forskjeller som kan tolkes som tendenser. Forskjellene er heller ikke særlig store.

Tabell 6. Forskjell mellom alternativ C og alternativ A i prosent av alternativ A. Grunnbestand riket

Alder	Avvik i pst. etter							
	Menn				Kvinner			
	5 år	10 år	15 år	20 år	5 år	10 år	15 år	20 år
0 år	0,85	0,84	0,94	0,98	0,45	0,50	0,54	0,69
1 "	0,98	0,96	0,96	1,15	0,58	0,51	0,65	0,70
2 "	1,00	1,09	0,98	1,08	0,71	0,63	0,75	0,71
3 "	1,12	1,22	1,08	1,09	0,60	0,65	0,67	0,71
4 "	1,02	1,15	1,11	1,19	0,72	0,67	0,68	0,72
5 "	0,23	1,08	1,13	1,21	0,24	0,68	0,70	0,64
6 "	0,11	1,10	1,16	1,14	0,24	0,81	0,72	0,74
7 "	-	1,01	1,09	1,16	0,12	0,83	0,84	0,85
8 "	-	1,13	1,23	1,09	0,12	0,72	0,76	0,77
9 "	0,11	1,14	1,26	1,11	0,12	0,84	0,78	0,78
10 "	0,23	0,47	1,29	1,23	0,12	0,36	0,80	0,90
11 "	0,23	0,34	1,32	1,26	-	0,24	0,81	0,82
12 "	0,23	0,23	1,23	1,20	-	0,12	0,83	0,84
13 "	0,23	0,23	1,36	0,43	-	0,12	0,72	0,76
14 "	0,12	0,23	1,25	1,37	-	0,12	0,84	0,78
15 - 19 "	0,09	0,28	0,37	1,36	-	0,02	0,19	0,80
20 - 24 "	0,16	0,27	0,44	0,53	0,08	-	0,02	0,19
25 - 29 "	0,20	0,38	0,49	0,68	-	-	0,02	0,02
30 - 34 "	0,21	0,44	0,59	0,72	0,11	0,04	0,28	0,30
35 - 39 "	0,25	0,47	0,68	0,84	0,43	0,63	0,70	0,56
40 - 44 "	0,34	0,61	0,84	1,03	0,09	0,46	0,74	0,74
45 - 49 "	0,54	0,88	1,14	1,33	0,42	0,46	0,60	0,86
50 - 54 "	0,87	1,39	1,71	1,96	0,51	0,91	0,93	1,05
55 - 59 "	1,44	2,30	2,78	3,09	0,81	1,28	1,68	1,69
60 - 64 "	2,41	3,81	4,62	5,07	1,26	2,03	2,52	2,90
65 - 69 "	3,96	6,21	7,49	8,25	2,10	3,29	4,04	4,51
70 - 74 "	6,34	9,98	12,02	13,19	3,78	5,75	6,87	7,55
75 - 79 "	9,90	15,48	18,70	20,45	6,98	10,40	12,14	13,10
80 - 84 "	16,08	24,08	28,57	31,11	12,63	18,63	21,45	22,90
85 - 89 "	26,09	37,38	43,13	46,03	22,67	32,20	36,44	38,38
90 - 94 "	41,89	56,04	62,14	64,80	38,89	52,14	57,74	59,42
95 - "	60,00	76,92	81,25	84,21	42,86	64,71	69,57	72,41
Totalt	1,44	2,42	3,11	3,60	1,17	1,93	2,49	2,87
Totalt menn + kvinner	1,31	2,17	2,80	3,23				

Vi har også minsket dødeligheten med 10 og 40 prosent. Disse alternativene vil jeg kalle henholdsvis D og E. For å kunne sammenlikne med alternativ C gir tabell 7 et utdrag av de resultatene vi her har fått.

Tabell 7. Forskjell etter 20 år ved alternativ D og E i prosent av alternativ A. Grunnbestand riket

Alder	Feil i dødssannsynlighet			
	D = 10 prosent		E = 40 prosent	
	M	K	M	K
0 år	0,33	0,26	0,82	0,52
1 "	0,33	0,26	0,82	0,61
2 "	0,33	0,35	0,83	0,71
3 "	0,34	0,36	0,84	0,62
4 "	0,34	0,36	0,85	0,63
5 "	0,26	0,37	0,78	0,73
6 "	0,26	0,28	0,79	0,65
7 "	0,36	0,28	0,89	0,66
8 "	0,36	0,29	0,91	0,77
9 "	0,37	0,29	1,11	0,78
10 "	0,38	0,30	1,14	0,80
11 "	0,39	0,41	1,07	0,82
12 "	0,40	0,32	1,30	0,84
13 "	0,20	0,32	1,02	0,86
14 "	0,21	0,33	1,05	0,78
15 - 19 "	0,33	0,33	1,32	0,80
20 - 24 "	0,18	0,12	0,81	0,26
25 - 29 "	0,21	-	0,68	-
30 - 34 "	0,27	0,07	0,76	0,12
35 - 39 "	0,24	0,17	0,92	0,42
40 - 44 "	0,28	0,21	1,10	0,96
45 - 49 "	0,37	0,34	1,40	1,24
50 - 54 "	0,50	0,37	1,99	1,59
55 - 59 "	0,78	0,36	3,15	1,72
60 - 64 "	1,33	0,66	5,30	2,57
65 - 69 "	2,14	1,13	8,90	4,64
70 - 74 "	3,62	2,00	15,06	8,17
75 - 79 "	5,81	3,61	25,30	15,02
80 - 84 "	9,65	6,64	44,15	29,12
85 - 89 "	16,33	12,65	82,31	60,00
90 - 94 "	28,80	24,64	170,40	137,20
95 - "	52,63	48,63	410,53	375,86
Totalfeil for hvert kjønn ..	1,06	0,89	4,59	3,76
Totalfeil for bestanden		0,98		4,18

Jeg vil nå prøve å lage et resymé av de viktigste konklusjonene vi har gjort i dette avsnittet:

Med de dødelighetsforhold som gjelder i Norge i dag, kan en feilestimere dødeligheten for unge folk ganske mye uten at dette gir noen store utslag i bestandene. Hvis vi antar at spebarnsdødeligheten er riktig estimert, vil en feil på 40 prosent i dødeligheten over en periode av 20 år, først gi seg utslag på over 1 prosent på den delen av mannbestanden som er over ca. 40 år ved prognoseperiodens slutt, på den del av kvinnebestanden som er over ca. 45 år.

Hvis også spebarnsdødeligheten relativt sett er feilestimert like mye som resten av dødeligheten, vil denne feilen forårsake mellom 80 og 95 prosent av feilen i bestanden de første leveårene. Disse prosentsatsene avhenger av om vi ser på kvinner eller menn, og hvor langt ut i prognoseperioden vi er kommet.

Først for personer over ca. 50 år begynner en feilestimering av dødeligheten å gi seg merkbare utslag med stadig økende virkning jo eldre man blir. Her øker heller ikke feilene i bestanden proporsjonalt med feilene i dødeligheten; dessverre øker de mer enn proporsjonalt, mot mindre enn proporsjonalt for yngre personer. Dette siste fenomenet er lite avhengig av hvor langt ut i prognoseperioden vi er kommet.

Forskjellen mellom menn og kvinner er i mange aldersgrupper betydelig. Dette gjelder spesielt i de yngre årsklasser. Grunnen til dette er selvsagt den lavere dødelighet blant kvinner. Dette gir en lavere relativ feil i bestanden ved samme feil i dødeligheten.

Til slutt skal nevnes at forskjeller i alderssammensetningen i bestanden har liten eller ingen betydning for de konklusjoner som er trukket i dette avsnittet¹⁾".

Ved tolkning av tallene i Giljes tabeller, må en huske på at ingen av fylkene i Norge i 1969-72 hadde et så stort avvik i dødeligheten i forhold til landsgjennomsnittet som 40 prosent i de høyere aldersgruppene. Ser vi på det adskillig mer moderate alternativet D, ser vi at forskjellen er ubetydelig for alle aldersgruppene under 50 år, selv etter en framskrivingsperiode på 20 år. Avvikene er imidlertid også her betydelige for de eldste. I dette alternativet er dessuten avviket i dødssannsynligheten i tallverdi mindre enn i de mest utsatte fylkene ifølge tabell 3.

Hittil har jeg ikke sagt noe om hvor stor usikkerhet som knytter seg til de regionale ratene jeg har regnet med. Det er klart at usikkerheten i ratene tolket som estimater på dødssannsynlighetene er betydelig. Det kan neppe bli snakk om å beregne estimater på ettårige dødssannsynligheter på fylkesnivå slik vi i dag beregner de tilsvarende estimatene på landsnivå. Det er vel klart at vi må tenke ut en annen glattingsmetode før vi tar i bruk regionale dødsrater i modellen.

En mulig glattingsmetode kunne være å tilpasse en parametrisert funksjon til de regionale dødsratene. Et liknende opplegg blir nå fulgt for fruktbarhetsratene i modellen. Det er klart at noe slikt ikke lar seg gjennomføre til 1977-framskrivingen, kanskje heller ikke til 1979-framskrivingen.

En mer realistisk angrepsmåte kunne være fortsatt å basere seg på et sett av ettårige dødsrater estimert for landet under ett, som så endres med visse regionale korreksjonsfaktorer i de aldrene der den regionale forskjellen i dødelighet betyr mest for prognosetallene (f.eks. nullåringer, 55 år og over for menn, 65 år og over for kvinner). Dette forutsetter altså et sett av dødelighetsregioner, der hver dødelighetsregion er bygd opp av en eller flere primære prognoseregioner (p.p.-regioner). Alle p.p.-regioner i samme dødelighetsregion får da felles dødsrater. Dødelighetsregionene behøver ikke være fylker, men bør vel ikke være noe særlig mindre.

Poenget ved å innføre slike korreksjonsfaktorer er at de kan beregnes teknisk sett uavhengig av de ettårige dødsratene på landsnivå. De kan derfor gattes mere hårdhendt, ved f.eks. å bruke data fra flere år (til grunn for landsratene i 75-framskrivingen lå jo data fra bare to kalenderår). Vi kan også beregne felles korreksjonsfaktorer for grovere aldersgrupper. For nullåringene kunne en kanskje regne felles korreksjonsfaktorer for begge kjønn. Selv om det vil være regionale forskjeller som en slik ganske grov metode ikke tar hensyn til, representerer den en praktisk tilnærming som burde kunne gi bedre resultater enn modellen slik den er nå. Samtidig kan en slik framgangsmåte være gjennomførbar innen overskuelig framtid selv med de ressursene som forskningsgruppen rår over til dette formålet.

Det er også andre aktuelle oppgaver i forbindelse med dødelighetsdelen av framskrivingsmodellen. En av dem har med avrundingsproblemene å gjøre. En beskrivelse av problemet er gitt i Sørli (1975), side 15-17.

Ved å multiplisere de ratene som er brukt i framskrivningen med tilhørende bestandstall pr. 31/12-74 direkte på landsnivå, framkommer et anslag på samlet antall døde personer i 1975 som er ca 9 prosent (3 782 personer) mindre enn det publiserte framskrivningstall for dette året. (Framskrivningstallene for antall døde lå likevel bare ca. 1 659 høyere enn de realiserte tallene i 1975). Vi må vel tro at avrundingsfeilene kan være en like stor feilkilde for anslaget på antall døde i mange fylker som den regionale variasjon i dødsratene. I tillegg gjør avrundingsfeilene at tallet på døde for landet under ett blir galt. Endringene i antall døde som følger av geografiske forskjeller i dødeligheten vil summere seg opp til nesten null for landet som helhet.

Mens vi sier klart fra at vi ikke har tatt hensyn til regionale forskjeller i dødeligheten, står det lite om avrundingsproblemene. I en viss forstand er de også trivielle, siden bestandene blir framregnet med "eksakte" tall (dvs. uten avrundning) internt i maskinen. Problemet er mer av presentasjonsmessig art. Konkret kommet det til syne i teksttabell C i Framskrivingspublikasjonen NOS A 762 (1976)).

Sammenlikner vi registrerte dødstall med framskrivningstallene i denne tabellen vil vi se at det er noe "rart" med disse siste tallene. Dette inntrykket holder seg når en sammenlikner med

1) Gilje (1966), s. 14-16 og s. 18.

realiserte tall for 1975. Et mål er vel å komme dit at forskjellen mellom framskrivings-tallet for døde i det første framskrivingsåret og det realiserte tall uten videre kan forklares med at dødeligheten har endret seg. For å nå dette målet bør en både få bedre kontroll med avrundingsproblemene og sørge for å justere dødsratene slik at vi er sikre på at de faktisk har det nivået som er forutsatt.

Som en forsøksvis oppsummering av betydningen av regional variasjon i dødeligheten, må vi vel si at den regionale variasjonen for de fleste aldersgruppene og fylkene betyr relativt lite for framskrivingsresultatene, i hvert fall når vi med "framskrivingsresultat" tenker på anslag på befolkningen fordelt etter kjønn, alder og region, og ikke spesielt på anslag for antall dødsfall i hver region.

I flytteealternativene betyr nok usikkerheten i flytteredatene så mye mer for befolkningsutviklingen i de yngre aldersgruppene enn den regionale variasjonen i dødsratene, at forbedringer når det gjelder dødeligheten vil ha relativt lite å si for den totale usikkerheten som er knyttet til framskrivings-tallene. Dette gjelder imidlertid ikke for de eldste årsklassene.

Vi må regne med at ganske mange brukere i dag vesentlig baserer seg på alternativet uten flytting. For flere planleggingsformål er interessen dessuten knyttet til aldersgrupper som alt er født i utgangsåret for framskrivningen. For slike brukere på lokalt nivå må vi tro at innføring av regional dødelighet vil være av interesse, spesielt når oppmerksomheten rettes mot de eldre befolkningsgruppene.

Jeg mener derfor at vi bør ta sikte på å trekke regionale variasjoner i dødeligheten inn i befolkningsmodellen, i hvert fall på lenger sikt.

3. Utkast til prioritering.

Siden flyttedelen av befolkningsmodellen var den svakeste delen ved framskrivningen i 1975, mener jeg det er naturlig å gi arbeidet med denne delen høy prioritet i forberedelsen til framskrivning i 1977. Arbeidet med flyttedelen vil nå bestå i en justering av nedbrytingsmodellen og innføring av inn- og utvandringsrelasjoner. Arbeidet med dødelighet bør prioriteres etter dette.

Når det gjelder den innbyrdes prioritering av tiltak på dødelighetsområdet, vil jeg foreslå at arbeidet med ny beregningsmåte for dødsratene tas først, siden dette kan gjøres uten å bruke mye ressurser fra vår side. Jeg vil videre prioritere tiltak for å rydde opp i avrundingsproblemene framfor innføring av regional dødelighet. Dette vil jeg foreslå dels på grunnlag av argumentene foran, dels fordi brukbare utkast til problemløsning synes å foreligge allerede, og endelig fordi innføring av regional dødelighet lett vil komme til å kreve ressurser slik at arbeidet med flyttedelen vil bli skadelidende.

Den lave prioriteringen av regional dødelighet betyr nok i praksis at en ikke kan regne med å få gjort noe med dette til framskrivningen 1977.

For framskrivningen i 1979 er det allerede vedtatt at vi skal legge vekt på å få innført nye flyttere-relasjoner. Regional dødelighet kan da igjen komme til å havne langt nede på prioriterings-listen. Likevel er det ønskelig å få gjort noe med dette problemet da. Jeg håper derfor at andre kan bidra med reaksjoner på tankene i dette notatet, kanskje også med synspunkter på hvordan metodeproblemene kan løses, slik at vi kan få et grunnlag å bygge videre på i forberedelsene til neste framskrivning. Uten et slikt grunnlag kan vi oppleve at kombinasjonen av lav prioritet og ressursmangel i forskningsgruppen gjør det vanskelig å ta hensyn til regionale forskjeller i dødeligheten også i 1979-framskrivningen.

Litteratur:

- [1] Gilje, Eivind (1966): Befolkningsprognoser. En undersøkelse av de virkninger feil i forutsetningene har for resultatene. ANO IB 66/13.
- [2] Hoem, Jan M (1974): Beregning av befolkningsrater. ANO IO 74/22.
- [3] NOS A 672 (1974): Regional dødelighet 1969-1972.
- [4] NOS A 762 (1976): Framskrivning av folkemengden 1975-2000. Regionale tall.
- [5] Sørensen, Knut Ø (1976): Statistisk Sentralbyrås befolkningsprognosemodell ved de regionale framskrivinger 1975. Art. 80.
- [6] Sørli, Kjetil (1976): Statistisk Sentralbyrås befolkningsmodell: Framskrivingene 1975. Dokumentasjon av programsystemet. Erfaringer og kommentarer. ANO IO 76/12.