

Jøran Toresen og Ivar Brevik

Dødelighet, sosial posisjon og utgifter til pleie og omsorg i Oslo



Forord

Denne rapporten dokumenterer resultatene fra prosjektet ”Analyser av indikatorer på behovet for pleie- og omsorgstjenester” som Oslo kommune har iversatt i forbindelse med revisjon av kostnadsnøkkelen for pleie og omsorg i kriteriesystemet for bydelene.

Forsker Ivar Brevik har skrevet kapittel 2, 3 og 4, mens forsker Jøran Toresen har skrevet de øvrige kapitlene. Forsknings sjef Ove Langeland har vært prosjektleder. En spesiell takk rettes til Annike Methlie og Ingunn Monsen i Byrådsavdeling for finans og utvikling, Seksjon for plan og strategi, i Oslo kommune for velvillig hjelp ved fremskaffelse av data og nyttige kommentarer underveis. Vi vil også takke professor dr.med. Grete Botten for drøftinger og kommentarer i tilknytning til arbeidet med dødelighetsproblematikken.

Oslo, mai 2004

Ove Langeland

Forsknings sjef

Innhold

Forord	1
Tabelloversikt	6
Figuroversikt	9
Sammendrag	10
Summary	18
1 Innledning	26
1.1 Innledning	26
1.1.1 Bakgrunn og formål	26
1.1.2 Hovedoversikt over rapporten	27
2 Dødelighet som indirekte mål for helsetilstand	29
2.1 Innledning	29
2.1.1 Drøfting av innholdet i oppdragets pkt a om dødelighet som indirekte mål for helse	29
2.1.2 Preliminære refleksjoner rundt dødelighet som sosioøkonomisk betinget mål for etterspørsel etter pleie- og omsorgstjenester	39
3 Helse, dødelighet og sosial posisjon	42
3.1 Generelt om sammenhenger mellom sosioøkonomisk posisjon/sosial klasse og dødelighet/sykelighet	42
3.2 Sykelighet og sosioøkonomisk posisjon	45
3.2.1 Sykelighet målt ved generelle mål for helse	45
3.2.2 Andel uførepensjonerte som mål for ulikhet i helse etter sosioøkonomisk status	49
3.2.3 Sykelighet etter diagnose og sosial posisjon	50
3.3 Dødelighet og sosioøkonomisk posisjon	52
3.3.1 Generelt om dødelighet og sosial posisjon	52
3.3.2 Dødelighet og levealder i Oslo	56
3.3.3 Dødsårsaker og sosioøkonomiske posisjon	58
3.4 Nærmere om sosioøkonomisk betinget ulikhet i helse og dødelighet	59
3.5 Drøfting av sosioøkonomisk betinget variasjon i sykelighet og dødelighet	62

3.5.1	Sykelighet.....	62
3.5.2	Dødelighet.....	64
4	Helse, dødelighet og pleiebehov	66
4.1	Vurdering av dødelighet som mål for befolkningens helsetilstand.....	66
4.2	Om forholdet mellom helsetilstand og tap av adl- funksjoner.....	69
4.3	De eldre lever lengre – er pleie- og omsorgsforløpene blitt kortere eller lengre?	74
4.3.1	Internasjonal teori og empiriske resultater	76
4.3.2	Forlenget eller forkortet pleie- og omsorgsforløp – nordiske erfaringer	79
4.4	Levealder uten funksjonstap – er sosioøkonomisk posisjon av betydning?.....	81
4.4.1	Levealder uten funksjonstap – levetid med funksjonstap	82
4.4.2	Pleie- og omsorgsforløpenes varighet.....	84
4.4.3	Oppsummering av avsnitt 4.3 og 4.4	88
4.5	Sammenfattende drøfting av dødelighet som indirekte mål for funksjonstap og behov for pleie- og omsorgstjenester.....	90
4.5.1	Svakheter ved dødelighetsmålet – dødelighet i forhold til sykdommer en lever med, pleie- og omsorgsforløpenes lengde og alder ved død	91
4.5.2	Drøfting av hypoteser om mulig varighet av pleie- og omsorgsforløp etter sosioøkonomisk posisjon og alder ved død	94
4.6	Sammendrag.....	100
5	Om måling av forskjeller i dødelighet	104
5.1	Dødelighet og måling av ulikhet	104
5.1.1	Andel og absolutt ulikhet	104
5.1.2	Ulikhet, alder og andre kjennetegn	105
5.2	Eksempel – total variasjon i dødelighet	106
5.2.1	Ulikhet må måles i forhold til noe.....	106
5.2.2	Forventet total dødelighet i hver bydel	106
5.2.3	Forventet dødelighet spesifisert på kjønn.....	108
5.2.4	Hvor mye forklarer kjønn av total variasjon?	109
5.3	Andel og absolutt ulikhet – formell fremstilling	110
5.3.1	Det forventede antall døde står helt sentralt.....	113
5.3.2	Andre mål for ulikhet.....	114
6	Variasjon i dødelighet og levealder	115
6.1	Innledning	115

6.2	Variasjon i dødelighet fordelt på alder.....	116
6.2.1	Døde og innbyggere i Oslo etter alder	116
6.2.2	Ulikhet i dødelighet etter alder.....	117
6.2.3	Ulikhet i dødelighet – konkret om bydelene	121
6.3	Forventet levealder og gjenstående leveår	125
6.3.1	Forventet levealder i bydelene uansett kjønn.....	125
6.3.2	Overvurderes reelle forskjeller i levealder?	131
6.3.3	Forventet levealder fordelt på kjønn	132
6.4	Helse, dødelighet og sosial ulikhet.....	137
6.4.1	Bakgrunn.....	137
6.4.2	Sykkelighet og dødelighet etter kjennetegn ved individene.....	138
6.4.3	Skaper helseforskjeller sosiale forskjeller?	140
6.5	Konklusjoner dødelighet og levealder.....	142
7	Hvorfor ulik dødelighet?.....	146
7.1	Dødelighet og sosiale kjennetegn.....	146
7.1.1	Tidligere analyser.....	146
7.1.2	Dødelighet og kjennetegn ved individene.....	147
7.1.3	Er regresjonsanalyser av dødelighet nødvendig?	151
7.2	Variasjon i dødelighet etter kjønn	152
7.2.1	Døde og innbyggere i Oslo etter kjønn og alder	153
7.2.2	Ulikhet mellom bydelene i dødelighet etter kjønn og alder.....	154
7.3	Variasjon i dødelighet etter sivil status	158
7.3.1	Døde og innbyggere etter sivil status og alder	159
7.3.2	Ulikhet i dødelighet etter sivil status og alder.....	161
7.4	Variasjon i dødelighet etter utdanning	165
7.4.1	Døde og innbyggere etter utdanning og alder	165
7.4.2	Ulikhet i dødelighet etter utdanning og alder.....	168
7.5	Dødelighet og sosioøkonomiske faktorer.....	174
7.5.1	Markerte forskjeller i dødelighet i ulike befolkningsgrupper	174
7.5.2	Total variasjon i dødelighet.....	174
7.5.3	Hvor mye ”forklarer” kjønn, sivil status og utdanning?	176
7.5.4	Hva forklarer forskjeller i dødelighet?	179
7.5.5	Dødelighet og sosiale skillelinjer	181
8	Personer og døde korrigeret.....	184
8.1	Innbyggere registrert og justert	184
8.1.1	Kjøp og salg av institusjonsplasser	184
8.1.2	Innbyggere justert og registrert dødelighet	185
8.2	Korreksjon av eldre døde?	187
8.2.1	En mulig mekanisk korreksjon.....	187

8.2.2	Korreksjoner basert på regresjonsanalyse	188
8.3	Døde korrigert og bydelsvis ulikhet	192
8.3.1	Pleie og omsorg og forskjeller i dødelighet	192
8.3.2	Dødelighet og Oslo kommunes kriteriesystem	194
8.3.3	Antall døde 80 år og over korrigert	196
8.3.4	Et ”normert” antall døde i hver bydel?	199
9	Variasjon i utgiftsbehov	201
9.1	Innledning	201
9.1.1	Hva skal analyseres?	201
9.1.2	Pleiebehov, dødelighet og sosial ulikhet	201
9.2	Forklaringsmodell	202
9.2.1	Den avhengige variabelen	202
9.2.2	Pleiebehov, alder og sivil status	204
9.2.3	Pleiebehov og dødelighet	206
9.2.4	Pleiebehov og sosial ulikhet	211
9.2.5	Andre forhold	212
9.3	Netto driftsutgifter– utgangspunkt	214
9.3.1	Generelt om analysene	214
9.3.2	Regresjoner	215
9.4	Utgifter, dødelighet og sosial status	221
9.4.1	Analysen med vekt på døde eldre korrigert	221
9.4.2	Utgifter og sosiale skillelinjer	223
9.4.3	Utgifter til eldreomsorg, døde og sosiale skiller	225
9.5	Utgifter, dødelighet og sosial ulikhet	227
9.5.1	Aldersgruppen 80-89 står sentralt	227
9.5.2	Endelige regresjoner	229
9.6	Oppsummering og konklusjoner	231
10	Ulikhetsmål – teoretiske problemer	234
10.1	Variasjon i dekningsgrader og måling av ulikhet	234
10.2	Ulikhetsmål basert på standardavviket	236
10.2.1	Dekningsgrader, gjennomsnitt og standardavvik	236
10.2.2	Variasjonskoeffisienten	238
10.3	Andel og absolutt ulikhet	239
10.3.1	Relative absoluttverdiavvik	239
10.3.2	Andel ulikhet og absolutt ulikhet	241
10.3.3	Relative absoluttverdiavvik og andelen ulikhet	242
10.3.4	Sammenfatning	243
10.4	Måling av ulikhet og ”standardisert dødelighet”	244
10.4.1	Ulikhet hvert alderstrinn – total variasjon	245
10.4.2	Total ulikhet over alderstrinn	246
10.4.3	Total ulikhet etter alder og andre kjennetegn	248
10.4.4	Ulikhet etter kjønn og alder	249
	Litteratur	250

Tabelloversikt

Tabell 4.1	Sannsynlighet for og samlet varighet av bruk av sykehus og pleie- og omsorgsrelaterte tjenester blant eldre 80 år og over i perioden 1981-1999 blant dem som var 80 år og over i 1981. Kvinner og menn. Prosent og nivåfall.	87
Tabell 5.1	Absolutt og andel ulikhet. Eksempel. Døde, innbyggere og dødelighetsrater ikke spesifisert på kjønn	107
Tabell 5.2	Andel og absolutt ulikhet. Eksempel. Døde, innbyggere og dødelighetsrater spesifisert på kjønn.	108
Tabell 5.3	Andel og absolutt ulikhet. Eksempel. Forventede dødelighetsrater, forventet antall døde og avvik faktisk og forventet antall døde.	109
Tabell 6.1	Antall døde, innbyggere og dødelighet (prosent) etter alder. Oslo kommune. Andel og absolutt ulikhet i dødelighet mellom bydelen. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.	116
Tabell 6.2	Faktisk og forventet antall døde fordelt på alder i Oslos bydeler. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.	121
Tabell 6.3	Avvik mellom faktisk og forventet antall døde fordelt på alder i Oslos bydeler. Antall og dødelighetsindekser. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.	123
Tabell 6.4	Forventet gjenstående leveår og levealder i Oslos bydeler etter nåværende alder. Antall år. Kvinner og menn.	126
Tabell 6.5	Forventet gjenstående leveår og levealder i Oslos bydeler etter nåværende alder. Avvik fra og prosent av Oslo i alt. Kvinner og menn.	128
Tabell 6.6	Forventet gjenstående leveår og forventet levealder etter nåværende alder. Kvinner og menn. Oslo kommune. Antall år. Avvik. Prosent.	133
Tabell 6.7	Forventet gjenstående leveår og levealder i Oslos bydeler etter nåværende alder. Antall år. Menn.	134
Tabell 6.8	Forventet levealder i Oslos bydeler etter nåværende alder. Avvik fra og prosent av Oslo i alt. Menn.	135

Tabell 6.9	Forventet gjenstående leveår og levealder i Oslos bydeler etter nåværende alder. Antall år. Kvinner.	136
Tabell 6.10	Forventet levealder i Oslos bydeler etter nåværende alder. Avvik fra og prosent av Oslo i alt. Kvinner.	137
Tabell 7.1	Antall døde og innbyggere etter kjønn, sivil status, utdanning og alder. Oslo kommune. Gjennomsnitt for 2000-2002.	148
Tabell 7.2	Dødsrater etter kjønn, sivil status, utdanning og alder. Prosent og prosentandeler av i alt. Oslo kommune. Gjennomsnitt for 2000-2002.	149
Tabell 7.3	Antall døde og innbyggere 50 år og over fordelt på kjønn, sivil status, utdanning og aldersgrupper. Oslo kommune. Gjennomsnitt 2000-2002.	150
Tabell 7.4	Dødelighetsrater innbyggere 50 år og over fordelt på kjønn, sivil status, utdanning og aldersgrupper. Oslo kommune. Gjennomsnitt 2000-2002.	151
Tabell 7.5	Antall døde og innbyggere etter kjønn og alder. Dødelighet etter kjønn og alder. Oslo kommune. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.	153
Tabell 7.6	Dødelighet i Oslos bydeler. Andel og absolutt ulikhet for menn og kvinner spesifisert på alder. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.	156
Tabell 7.7	Antall døde og innbyggere etter sivil status og alder. Dødelighet etter sivil status og alder. Oslo kommune. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.	160
Tabell 7.8	Døde etter sivil status. Dødelighet bydelene i Oslo kommune. Andel ulikhet og absolutt ulikhet i dødelighet for gifte og ikke-gifte spesifisert på alder. .	162
Tabell 7.9	Antall døde og innbyggere etter utdanning og alder. Oslo kommune. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.	166
Tabell 7.10	Dødelighet etter utdanning og alder. Oslo kommune. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.	167
Tabell 7.11	Døde etter utdanning. Dødelighet bydelene i Oslo kommune. Andel ulikhet og absolutt ulikhet i dødelighet etter innbyggernes utdanningsnivå spesifisert på alder. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.	169
Tabell 7.12	Dødelighet i Oslos bydeler. Andel og absolutt ulikhet for døde og innbyggere spesifisert på alder. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.	175
Tabell 7.13	Dødelighet i Oslos bydeler. Prosent forklart variasjon i dødelighet etter alder. Kjønn, sivil status og utdanning. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.	180

Tabell 8.1	Eldre innbyggere i andre bydeler. Veide gjennomsnitt for 2000-2001.....	186
Tabell 8.2	Estimeringsresultater. Avhengig variabel er observert dødsrate fordelt på alder i Oslos bydeler. Paneldata for 2000-2001.	189
Tabell 8.3	Andel og absolutt ulikhet i dødelighet.	193
Tabell 8.4	Avvik mellom faktisk og forventet antall døde i Oslos bydeler for ulike alderstrupper. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.....	194
Tabell 8.5	Antall døde, innbyggere og dødelighet etter alder for Oslo i alt. Andel og absolutt ulikhet mellom bydelen. Korrelasjon dødelighet mellom alderstrinn. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.	195
Tabell 8.6	Døde korrigert og registrert 80-89 år i Oslos bydeler. Andel og absolutt ulikhet i dødelighet mellom bydelene. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.	197
Tabell 8.7	Døde korrigert og registrert 90 år og over i Oslos bydeler. Andel og absolutt ulikhet i dødelighet mellom bydelene. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.	199
Tabell 9.1	Pleie og omsorg. Netto driftsutgifter korrigert knyttet til hvert kriterium i Oslo kommunes kriteriesystem. I alt og per kriterieenhet. Gjennomsnitt for 2001 og 2002 målt i 2001-priser.	203
Tabell 9.2	Estimeringsresultater. Avhengig variabel er netto driftsutgifter korrigert til funksjonsområde Tiltak for eldre i Oslos bydeler. Paneldata for 2001-2002.	216
Tabell 9.3	Partiell og enkel korrelasjon og VIF i regresjon E2.....	217
Tabell 9.4	Partiell og enkel korrelasjon og VIF i regresjon E2.....	218
Tabell 9.5	Partiell og enkel korrelasjon og VIF i regresjon E3.....	220
Tabell 9.6	Estimeringsresultater. Avhengig variabel er netto driftsutgifter korrigert til funksjonsområde Tiltak for eldre i Oslos bydeler. Paneldata for 2001-2002.	222
Tabell 9.7	Estimeringsresultater. Avhengig variabel er netto driftsutgifter korrigert til funksjonsområde Tiltak for eldre i Oslos bydeler. Paneldata for 2001-2002.	224
Tabell 9.8	Estimeringsresultater. Avhengig variabel er netto driftsutgifter korrigert til funksjonsområde Tiltak for eldre i Oslos bydeler. Paneldata for 2001-2002.	226
Tabell 9.9	Estimeringsresultater. Avhengig variabel er netto driftsutgifter korrigert til funksjonsområde Tiltak for eldre i Oslos bydeler. Paneldata for 2001-2002.	229

Figuroversikt

Figur 2.1	Modell for analyse av sammenhenger mellom uavhengige behovsfaktorer og mål for helse og mål for adl-funksjoner.....	33
Figur 2.2	Sammenheng mellom mål for dødelighet og sosioøkonomisk posisjon og dødelighet og tap av adl-funksjoner.	39
Figur 4.1	Pleie- og omsorgsforløpenes varighet, sammensetning etter kommunal hjelpeform samt lengde av periode med adl-tap før død.	86
Figur 4.2	Modell for drøfting av funksjonstap og bruk av kommunale pleie- og omsorgstjenester etter sosioøkonomisk posisjon for menn som dør mellom 70 og 80 år og kvinner som dør etter fylt 80-år.	95
Figur 6.1	Bydelsvise avvik i forventet levealder til femtiåringer og syttiåringer fra gjennomsnittet for Oslo kommune.	130
Figur 10.1	Institusjonsplasser per 100 innbygger 80 år og over. Kommunene sortert etter dekningsgrad. 2001.	235

Sammendrag

Jøran Toresen og Ivar Brevik

Dødelighet, sosial posisjon og utgifter til pleie og omsorg i Oslo.

NIBR-rapport 2004:10

I rapporten drøftes dødelighet som indirekte mål på helse og sammenhenger mellom dødelighet og behovet for pleie- og omsorgstjenester. Variasjoner i dødelighet mellom bydelene i Oslo analyseres. I tillegg analyseres sammenhenger mellom dødelighet og sosioøkonomiske trekk ved befolkningen og behovet for pleie og omsorgstjenester i bydelene.

1 Helse, dødelighet og pleiebehov

Ved hjelp av forskningslitteratur har vi i hovedsak gjort rede for og drøfter hvor godt dødelighet måler helsetilstanden i befolkningen og behovet for pleie- og omsorgstjenester etter sosioøkonomiske kjennetegn.

Det foreligger ikke samlemål for helse og sykелighet

Det er systematisk samvariasjon i sykелighet etter ulikheter i befolkningens sosioøkonomisk posisjon – uavhengig av om man bruker mål som utdanning, inntekt, yrkesgruppe, yrkesstatus eller klasse. Det er betydelige forskjeller mellom dem som befinner seg i topp og bunn etter disse målene. Det foreligger imidlertid ikke enighet om hvilket/hvilke mål som best måler helsetilstand. Vi har ikke funnet svar på om det kan etableres ett samlemål for helse som er statistisk pålitelig, og som kan erstatte dødelighet som indirekte mål for sykелighet. Det mangler etter vår vurdering et etablert pålitelig mål for sykелighet. Vi konkluderer med at det ikke foreligger et samlemål for helse på linje med dødelighet.

Dødelighet er et mangelfullt mål for helsetilstand og behov for pleie- og omsorgstjenester

Helse målt ved dødelighet i Norge utviser både for kvinner og menn en klar og systematisk sosial gradient, særlig gjelder det for menn. Dødelighet samvarierer med ulike mål for sosioøkonomisk posisjon. I motsetning til mål for helse og sykkelighet, er dødelighet på sett og vis et entydig mål. Som for sykkelighet, er det stor variasjon i dødelighet etter sosioøkonomisk posisjon. Dødelighet er et godt mål for den generelle helsetilstanden *i en hel befolkning*. Det foreligger jevnt over en generell og analog variasjon i sykkelighet og funksjonsevne på den ene sida og dødelighet på den andre etter folks sosioøkonomiske posisjon. Det er nær sammenheng mellom helse målt ved en del enkeltsykdommer, for eksempel hjerteinfarkt og dødelighet, og begges forankring i den sosioøkonomiske dimensjonen.

Det er en generell positiv sammenheng mellom sykkelighet og dødelighet, men denne sammenhengen er problematisk. Dødelighet er imidlertid et nokså entydig og presist mål for hva som leder til død. Helsetilstand, uhelse eller sykkelighet er imidlertid forbundet med mye mer enn tilstander som har dødelige utfall. Sykkelighet og helsetilstand viser til et mangfold av tilstander som kan være uensartede og hvor uhelse på langt nær bestandig fører til død. Så lenge vi ikke kan avgrense og definere "den delen av sykkeligheten" som leder til død, kan vi for helse generelt bare konstatere at det foreligger generell positiv samvariasjon i forhold til dødelighet etter sosioøkonomisk posisjon. Dette forholdet synes bare å kunne utmåles mer eller mindre nøyaktig i forhold til enkelte delmål for sykkelighet.

Forholdet mellom dødelighet og sykkelighet i betydningen funksjonstap i forhold til personlige og daglige gjøremål (adl-tap), er enda mer komplisert og vanskeligere å bestemme. En rekke sykdommer leder ikke til adl-tap samtidig som betydelige tap av adl-funksjoner kan være til stede uten påviselig tilknytning til sykdom. Mens dødeligheten blant eldre i Norge har gått ned, har sykkeligheten etter enkelte mål tiltatt. Andelen med funksjonstap har antakelig både gått opp og ned. Vi mangler pålitelige mål for sammenhengen mellom observert dødelighet og helsetilstand målt etter nedsatt funksjonsevne (adl-tap) og dermed pålitelige tall for behovet for helse- og omsorgstjenester.

Variasjoner i levetid med funksjonstap

I tilknytning til at eldre har økt sin levealder betydelig de 50 siste åra, er det sentrale spørsmålet i pleie- og omsorgssammenheng hvorvidt økt levealder fører til at den perioden vi er hjelpe- og pleietrengende, er blitt/vil bli lengre eller kortere, pleiemessig tyngre eller lettere sammenliknet med tidligere? Det viktige skillet i pleie- og omsorgssammenheng er ikke bare hvor lenge en lever, men hvor lenge vi lever

med funksjonstap, dvs. "levetid med funksjonstap". Kvinner 80 år og over synes å leve dobbelt så lenge med langvarig adl-tap før død sammenliknet med menn. Slike tilstander er kortere for menn, både med hensyn til pleie- og omsorgsforløpenes lengde og bruken av hjemmetjenester og institusjonsopphold.

Dette er stikk motsatt utfall i forhold til hva Oslo kommune så langt har antatt og lagt til grunn om samvariasjonen mellom dødelighet og bruk av pleie- og omsorgstjenester. På bakgrunn av hva vi vet om levetid med funksjonstap hos kvinner i forhold til menn, er det etter vår vurdering høyst usikkert om for eksempel lav dødelighet i ulike undergrupper av befolkningen, for eksempel etter sosioøkonomisk posisjon, medfører tilsvarende lavt bruk av pleie- og omsorgstjenester. Det er på langt nær usannsynlig at kunnskap om de faktiske forhold, vil kunne vise at det motsatte er tilfellet. Det siste er imidlertid i liten grad undersøkt.

Noen svakheter ved dødelighet som mål for funksjonstap og behov for pleie- og omsorgstjenester

Av flere grunner er det problematisk å benytte ett felles mål for dødelighet i alle eldre aldersgrupper for å fange opp variasjon i funksjonstap og behovet for pleie- og omsorgstjenester:

1. Det er ikke slik at all skrøpelighet og funksjonstap og tilhørende bruk av pleie- og omsorgstjenester er avledet av de sykdommer og lidelser som en dør av. Det betyr at dødelighetsmålet, uansett hvordan det er innrettet, bare kan nyttes som et indirekte mål og bare kan gjelde en avgrenset del av den samlede bruken av pleie- og omsorgstjenestene. Dette er antakelig den tyngste innvendingen mot bruk av dødelighet som indirekte mål for bruk av pleie- og omsorgstjenester
2. Samtidig er det ikke slik at alle som dør har like lange og eller like tunge forløp med funksjonstap forut for død. Dette vil variere etter ulike kjennetegn ved eldre, for eksempel etter kjønn. Hvis det er slik at liknende forskjeller eksisterer mellom ulike sosiale grupper, vil dødelighetsmålet måtte gis tilsvarende ulik vekt om det skal utmåle ulikheter i behovsromfang og i bruk av pleie- og omsorgstjenester. Også på det punktet vil det måtte foreligge innvendinger med å bruke et dødelighetsmål som "veier det samme" for ulike grupper av eldrebefolkningen.
3. Likeens vil vi måtte anta at forløpene arter seg forskjellig om en dør tidlig som gammel sammenliknet med om en dør seint. Alder ved død kan betraktes som en indikator for aldring og regnes som en sjølstendig "behovsfaktor" i eldreomsorgssammenheng. Det at

kriteriet og målenheten *død* tillegges samme "vekt" uavhengig av alder ved død, kan være en annen vesentlig feilkilde ved generell bruk av dødelighet som indirekte mål for behov for og bruk av kommunale tjenester.

Gjennomgangen viser at en allmenn bruk av dødelighet som behovs-/bruksmål for kommunale pleie- og omsorgstjenester har vesentlig svakheter ved at dette målet a) bare indirekte er knyttet til behov hos den delen av brukerne som dør uten å berøre den bruken av tjenester som er knyttet til plager en ikke dør av, både hos dem som dør og brukere som ikke dør, b) ikke tar hensyn til at pleie- og omsorgsmengde varierer ved allmenne kjennetegn ved brukerne, for eksempel etter kjønn og sosioøkonomisk posisjon, dvs. at målenheten ikke er vektet i forhold til slike ulikheter, og c) ikke har innebygd noen vektning for alder ved død, men forutsetter at omfanget av pleie- og omsorgsbehov er like stort uavhengig av alder ved død.

2 Bydelsvis variasjon i dødelighet og levealder

Det er forholdsvis liten total variasjon i dødelighet mellom bydelene; ulikheten er størst for aldersgruppen 50-59 år, og forskjellene avtar markert med alderen. Men det er store forskjeller mellom enkelte bydeler i forventet levealder på ulike alderstrinn: det er et fåtall bydeler med gjennomgående høy eller lav dødelighet på alle alderstrinn. Det er ganske store forskjeller i dødelighet mellom disse "ekstrembydelene", noe som også medfører markerte forskjeller i forventet gjennstående leveår og forventet levealder på ulike alderstrinn. Den absolutte forskjellen mellom den bydelen med lavest og høyst forventet levealder avtar med alderen.

Kan forskjeller i utdanningsbakgrunn forklare en vesentlig del av den totale variasjon i dødelighet? Analysen fremviser to sentrale trekk.

For det første skjer det en tilnærming i dødsratene jo eldre innbyggerne blir. Dødsraten til personer 50-59 år med kort og lang høyskoleutdanning utgjør henholdsvis 36 og 24 prosent av dødsraten til personer med grunnskole som høyeste utdanning. Samtidig kan denne forskjellen forklare lite av den totale variasjonen i dødelighet mellom bydelene for innbyggere 50-59 år fordi det er svært få døde med høyskoleutdanning, og det er større ulikhet mellom bydelene i dødelighetsratene til personer med høyskoleutdanning enn i dødelighetsratene til personer med grunnskoleutdanning eller videregående opplæring.

Det er til dels markert større forskjeller mellom bydelene i dødelighetsratene til høyt utdannede enn i dødelighetsratene til personer med lavere utdanning. En viktig grunn til dette er trolig at det er forholds-

vis få døde med høyskoleutdanning, slik at tilfeldigheter spiller en større rolle enn for det store flertall som har grunnskole eller videregående skole som høyeste utdanning.

Forskjellene i dødsratene til de ulike utdanningsgruppene blir mindre og mindre jo eldre innbyggerne blir. For aldersgruppen 80 år og over utgjør dødelighetsraten til personer med kort og lang høyskoleutdanning henholdsvis 66 og 80 prosent av dødsraten til personer med grunnskole som høyeste utdanning. Vi har ikke en mer findelt aldersfordeling for den eldste aldersgruppen, men det er grunn til å anta at forskjellene mellom dødsratene til de ulike utdanningsgruppene er enda mindre for innbyggere 90 år og over. Også for innbyggerne spesifisert på kjønn og/eller sivil status blir forskjellene i dødelighet betydelig mindre jo eldre folk blir.

Tilnærmingen i dødsrater er naturlig, av to grunner: for det første dør en del innenfor ”lavstatusgruppene” forholdsvis tidlig. Dette kan for eksempel skyldes usunn livsstil, som overforbruk av tobakk og alkohol. Man kan da forvente at de gjenlevende ikke i like stor grad vil dø av de samme årsakene. Dessuten svekkes helsen og evnen til å greie seg selv for alle jo eldre de blir – uansett sosial status – og dette trekker også i retning av en utjevning av dødeligheten mellom de enkelte befolkningsgruppene, ikke bare når det gjelder de ulike utdanningsgruppene.

For det andre er det ganske få personer med høyere utdanning og det blir færre og færre personer med høyskoleutdanning jo eldre innbyggerne blir. Blant innbyggere 50-59 år har 35 prosent høyskoleutdanning, mens kun 14 prosent av innbyggere 80 år og over har kort eller lang høyskoleutdanning. Samtidig er det ganske få døde med høyskoleutdanning i de yngste aldersgruppene, der andelen innbyggere med høyskoleutdanning er høyest. I den eldste aldersgruppen er dødeligheten til personer med høyskoleutdanning forholdsvis høy, men her er andelen innbyggere med høyskoleutdanning svært lav, slik at dette i seg selv medfører at variasjon i andelen høyt utdannede spiller forholdsvis beskjeden rolle når det gjelder å forklare variasjon i dødelighet blant gamle eldre. Dessuten er det større variasjon i dødeligheten til gamle eldre med høyskoleutdanning enn i dødeligheten til andre utdanningsgrupper, slik at det ikke er noen påviselig sammenheng mellom ulikheter i befolkningens utdanningsnivå og dødelighet for innbyggere 80 år og over.

Yngre som dør legger høyst sannsynlig beslag på mindre ressurser i pleie- og omsorgssektoren enn gamle som dør. Blant yngre er det markerte forskjeller i dødelighet etter ”sosial status”, men her betyr

disse forskjellene lite når det gjelder behovet for pleie og omsorg. Blant gamle eldre er forskjellene i dødelighet etter "sosial status" langt mindre og i tillegg er det svært få eldre med høyskoleutdanning, slik at variasjon i dødelighet etter "sosial status" betyr lite for de observerte forskjellene i dødelighet mellom bydelene.

Hovedkonklusjonen fra analysene er tredelt.

1. Forskjeller i sosial status, forstått som forskjeller i utdanningsnivå, kan forklare forholdsvis lite av variasjonen i dødelighet blant innbyggere 50 år og over. Utdanningsnivå har størst betydning i de yngste aldersgruppene, men for innbyggere 80 år og over kan forskjeller i utdanningsnivå ikke forklare noe av variasjonen mellom bydelene i registrert dødelighet.
2. Forskjeller i sosial status kan høyst sannsynlig forklare lite av variasjon i *pleiebehov* knyttet direkte til *dødelighet* fordi det a) kun er blant yngre at variasjon i utdanningsnivå har betydning for variasjon i dødelighet, men her betyr tallet på døde lite når det gjelder behovet for pleie og omsorg, og b) fordi det ikke er noen påviselig sammenheng mellom døde og utdanningsnivå i aldersgruppen 80 år og over der dødeligheten er absolutt størst.
3. Det kan imidlertid være andre faktorer som skaper ulikhet i det pleiebehovet som ikke direkte er knyttet til død og som kan variere mellom personer i ulike sosiale lag av befolkningen, for eksempel forskjeller i boforhold og livsstil.

3 Bydelsvis variasjon i utgifter til eldreomsorg

Regresjonsanalyser av bydelenes utgifter til tiltak for eldre kan oppsummeres i tre hovedpunkter.

Det generelle behovet for pleie og omsorg

Antall eldre i alt fordelt på alder antas å fange opp det generelle behovet for pleie- og omsorgstjenester på ulike alderstrinn. Analysen viser at utgiftsbehovet stiger markert med økende alder: fra 8.700 kroner per innbygger 67-79 år til 38.200 kroner per innbygger 80-89 år og videre til i underkant av 100.000 kroner per innbygger 90 år og over. I tillegg kommer utgiftsbehov knyttet til andre forklaringsvariabler.

Sosial status og levekår

Det er knyttet til dels betydelig merutgifter til *personer 70 år og over med dårlig sanitærstandard*, anslått til vel 110.000 kroner per person.

Også *personer 80 år og over med dårlig tilgjengelighet* har et merutgiftsbehov i størrelsesorden 20.000 kroner per person. De høye tallene viser ikke nødvendigvis den konkrete merutgiften knyttet til de personene det her er snakk om: Det er først og fremst *lavstatus-grupper* som har dårlige sanitærforhold og dårlig tilgjengelighet, og det er ikke usannsynlig at disse to variablene delvis fanger opp andre merutgiftsbehov knyttet til lav inntekt eller spesielle levekårsproblemer som øker behovet for pleie og omsorgstjenester.

En økning i antall *uføretrygdede 18-66 år* øker helt sikkert utgiftene til pleie og omsorg og de ulike analysene viser at uføretrygdede i gjennomsnitt medfører et merutgiftsbehov på godt og vel 20.000 kroner per personer. Den estimerte effekten av uføretrygdede er bemerkelsesverdi stabil i alle analyser, og dette er en robust variabel når det gjelder å forklare variasjon i bydelenes utgiftsbehov. Dette er også et plausibelt resultat ettersom uføretrygdede må forventes å ha spesielle behov for blant annet pleie- og omsorgstjenester sett i forhold til andre i samme aldersgruppe. Uføretrygdede har gjennomgående lav utdanning og inntekt slik at variasjon i uføretrygdede også er en variabel som fanger opp variasjon i utgiftsbehovet knyttet til *sosiale skillelinjer* mellom bydelene.

Personer 67-79 år med lav utdanning, her forstått som antall personer med grunnskole som høyeste utdanning, har et merutgiftsbehov sett i forhold til grupper med høyere utdanning. Den estimerte effekten varierer del, men det mest troverdige anslaget er en merutgift på vel 50.000 kroner per person med grunnskoleutdanning i denne aldersgruppen. Igjen gjelder det at det estimerte beløpet ikke nødvendigvis knytter seg direkte til personer med lav utdanning; lav utdanning kan også fange opp et utgiftsbehov som er spesifikt knyttet til andre forhold som er høyt korrelert med lav utdanning, for eksempel røyking, matvaner og grad av fysisk aktivitet.

Variasjon i andelen *personer 80 år og over med lav utdanning* synes ikke å påvirke bydelenes utgiftsbehov til eldreomsorg. Dette kan delvis skyldes at det er forholdsvis liten variasjon i andelen gamle eldre med ulik utdanningsbakgrunn, dessuten har vel 40 prosent av alle personer 80 år og over grunnskole som høyeste utdanning og kun 14 prosent av alle er høyskoleutdannet. Det er derfor forholdsvis lite rom for stor variasjon mellom bydelene. I tillegg kommer betydningen av den generelle aldringsprosessen: selv om det er variasjon i pleiebehovet mellom ulike befolkningslag, blir forskjellene mindre og mindre jo eldre folk blir. I tillegg fanger høyst sannsynlig variablene personer 70 år og over med dårlig sanitærstandard og personer 80 år og over med dårlig tilgjengelighet opp et merutgiftsbehov knyttet til

lav utdanning og/eller andre faktorer som skaper levekårsproblemer i visse lavstatusgrupper.

Hva med sivil status? Enslige har gjennomgående et høyere behov for pleie- og omsorgstjenester enn folk som bor sammen med noen. I analysene har det ikke vært mulig å fange opp en mulig separat effekt av aleneboenhet. Det er mulig dette er en svakhet ved analysene; like sannsynlig er det at andre forklaringsvariabler fanger opp nær sagt hele effekten av forskjeller i sivil status.

Effekten av dødelighet er forskjellig for yngre og gamle eldre

Analysene sannsynliggjør at en økning i tallet på døde 67-79 år reduserer bydelenes utgifter til pleie og omsorg, mens utgiftsbehovet øker når det blir flere døde 90 år og over. Variasjon i andelen døde 80-89 år per innbygger har ingen signifikant betydning for variasjon i bydelenes utgifter per innbygger til eldreomsorg. *Det vil si at utgiftsbehovet isolert sett reduseres i bydeler med høy dødelighet blant forholdsvis yngre eldre, her konkretisert som aldersgruppen 67-79 år, og at utgiftsbehovet øker i bydeler med høy dødelighet blant innbyggere 90 år og over.* Variasjon i dødelighet blant innbyggere 80-89 år påvirker ikke i nevneverdig grad bydelens utgiftsbehov til eldreomsorg.

Analysen viser at bydelenes utgifter reduseres med drøyt 210.000 kroner per døde innbyggere 67-79 år. Denne analysen støtter med andre ord opp under hypotesen om at forholdsvis yngre eldre jevnt over dør av andre lidelser enn de mer kroniske sykdommene og lidelsene som kjennetegner det store flertall av gamle eldre. Det er derfor typisk at en forholdsvis lav andel av innbyggere 67-79 år dør i sykehjem og andre pleieinstitusjoner, mens dette gjelder det store flertall av gamle eldre.

Bydelene har et merutgiftsbehov på anslagsvis 360.000 kroner per død person 90 år og over. Analysene støtter med andre ord opp under den hypotesen at det i første rekke er gamle eldre som er svært pleietrengende. Derfor er også andelen gamle eldre i pleieinstitusjoner høy og de fleste dør i sykehjem eller aldershjem. Disse personene har mottatt langvarig og svært ressurskrevende pleie og omsorg sett i forhold til det som er gjennomsnittet for yngre eldre og gamle eldre brukere av hjemmetjenester – både i pleieboliger og i egen bolig.

Summary

Jøran Toresen and Ivar Brevik

Mortality, social status and expenditure to healthcare in Oslo

NIBR Report 2004:10

We discuss in this report mortality as an indirect indicator of health and connections between mortality and healthcare requirements. Analyses were performed on variations in mortality between city districts and on correlations between mortality, socio-economic status and healthcare requirements in the different administrative districts of Oslo.

1 Health, mortality and healthcare

On the basis of a review of the literature we describe and discuss how well mortality rates reflect the health of a population and the need for healthcare by different socio-economic segments.

We lack an integrated health and morbidity indicator

There is a systematic correlation between morbidity and socio-economic status, also in connection with variables such as education, income, occupation, occupational status or class. There are significant differences between the upper and lower social categories across all these variables. There is no consensus, however, on the best indicator(s) of health status. We are unable to say whether it is possible to establish a statistically reliable integrated health indicator to replace mortality. Nor is there, in our estimation, a reliable and established morbidity indicator. We must therefore conclude that no integrated health indicator comparable to mortality exists.

Mortality is an inadequate indicator of health status and healthcare requirements

Health status as measured by mortality in Norway shows clear and systematic social biases, for both sexes, but most among the male population. Mortality co-varies with a number of socio-economic

status variables. In contrast to an indicator of health status and morbidity, mortality tends to be seen as a relatively unambiguous indicator. As with morbidity, mortality varies significantly across socio-economic status. Mortality is an excellent gauge of the general health of *an entire population*. There exists a general and analogous variation in morbidity and functional capacity on the one hand, and mortality by socio-economic status on the other. There is a close connection between health as measured by certain disorders such as heart disease, and mortality, for instance, and the relation of both to the socio-economic dimension.

While there is a generally positive correlation between morbidity and mortality, it is not entirely unproblematic. Mortality is, on the other hand, a relatively unambiguous and accurate indicator of causes of death. Health status, lack of health and morbidity embrace much more than simply conditions ending in death. Morbidity and health status cover numerous, often heterogeneous conditions, where lack of health almost always ends in death. As long as we are unable to delimit and define the “lethal part” of morbidity, we are restricted to affirming the presence, in terms of health generally, of a positive co-variation between morbidity and socio-economic position. In relation to certain other indicators of morbidity, this relationship can only be quantified, it appears, more or less accurately.

The connection between mortality and morbidity in terms of loss of capacity to perform activities of daily life (ADL loss), is even more complicated and, therefore, difficult to measure. There are a number of diseases that do not affect ADL capacity, and significant ADL loss may occur with no apparent physical cause. While mortality among the elderly in Norway has declined, morbidity across some variables has increased. The proportion of people with functional impairment has probably fluctuated in both directions. We lack dependable data on the connection between observed mortality and health status measured in terms of ADL loss, and, in consequence, reliable data on the need for healthcare.

Variations in longevity and ADL loss

A fundamental healthcare issue related to the marked increase in longevity over the past fifty years concerns the probability of an increase in the time we need assistance. Do we need care for longer or shorter periods than before? Do we need more intensive or less intensive care than before? The essential issue from a healthcare perspective is not just how long we live, but how long we live with ADL loss, “lifespan with ADL loss”, in other words. Women of 80

and over appear to live twice as long with ADL loss prior to death than men. For men, healthcare is required for a shorter period of time, and men need care at home and institutional healthcare for shorter periods as well.

This contradicts almost entirely the assumptions on which Oslo City have as based spending, with respect to the correlation of mortality and consumption of healthcare. Given what we know about male and female longevity with ADL loss, it is, in our opinion, highly doubtful whether, for instance, low mortality among different segments of the population, using socio-economic status as a variable for example, would be compatible with comparably low healthcare requirements. It is far from certain that data about the real situation would invalidate this. But little has been done to study the connections.

Weaknesses of mortality as an indicator of ADL loss and the need for healthcare

There are several reasons why it is problematic to apply a single mortality indicator across all elderly age groups to determine variations in ADL loss and healthcare needs.

1. It is not the case that all forms of infirmity and loss of function capacity and subsequent use of healthcare facilities derive from the diseases or disorders that bring about one's demise. This means that mortality as an indicator, however it is designed, can only function as an indirect indicator, and only apply to a limited amount of total healthcare consumption.
2. Nor is it the case, at the same time, that all deaths are preceded by equally extended or intensive ADL loss. This co-varies with other elderly-related variables, biological sex for instance. If it is the case that similar differences prevail among different social groups, we would need to weight mortality as an indicator to sensitize it to differences in healthcare needs. There are therefore, on this point too, good reasons to oppose the use of "a one size fits all" mortality indicator on different segments of the elderly population.
3. Similarly, we would have to assume that lives progress differently when lived by people who die relatively early compared with those who die very old. Age at death can be conceived as an indicator of aging, and is considered an independent "needs factor" in relation to healthcare for the aged. That we ascribe the same "weight" to *death* as a criterion and indicator irrespective of age at death may be another cause of error in the use of mortality

as an indirect indicator of the need for and consumption of local authority services.

The review of the literature reveals that widespread use of mortality as a general indicator of healthcare needs and consumption in the municipalities can give rise to significantly erroneous estimates because a) mortality only indirectly correlates with the needs of those segments of service users whose death has no impact on service consumption associated with disorders one does not die of, both among people who die and those who do not; b) mortality does not take into account that healthcare needs vary across patient variables such as biological sex and socio-economic position. That is, the indicator is not weighted in relation to these types of differences; and c) mortality has no integrated weighting for age at death, but presumes that healthcare needs are the same irrespective of age at death.

2 Mortality and longevity variations among city districts

There is relatively little overall variation in mortality in the different areas of Oslo. Differences peak among the 50–59 age-group, with differences declining markedly with increasing age. But there are very significant differences between city districts in terms of life expectancy at all ages, and the relatively large differences in mortality between the best and worst performing districts result in marked differences in expected remaining future life and life expectancy at different ages. The difference in absolute terms between the city districts with the lowest and highest life expectancy figures declines with increasing age.

Could differences in educational level explain part of the total variation in mortality? The analysis produced two main results.

First, mortality rates converge with increasing age. Mortality among people aged 50–59 with short and long higher education is 36 and 24 per cent respectively of mortality of the least educated. But this difference only explains a fraction of the total variation in mortality by city district among 50–59 year-olds because there are few deaths among the higher educated, and the differences in mortality by district among the highly educated are far greater than among people with least or intermediate educational attainment.

District-wise mortality varies more among highly educated people than among those with lower educational attainments. A likely explanation is the comparatively fewer deaths among the highly educated, which cause random events to have a bigger impact than they would for the majority whose educational levels do not exceed either compulsory or intermediate schooling.

The education-related variations in mortality taper off with increasing age. Among 80 year olds and over, mortality rates among the highly educated are 66 (short higher education) and 80 per cent (long higher education) respectively of the mortality of the least educated. We lack a finer age-group distinction for the oldest age-group, but there is evidence that differences in mortality among the different educational categories are even smaller than among 90 year olds and older. The same applies to the variables biological sex and/or civil status, where mortality rates converge more rapidly with increasing age.

Convergence of mortality rates is natural and down to two main causes. First, there are some early deaths among “low status” groups, caused, for instance, by unhealthy life styles such as smoking and drinking. We would not expect survivors to succumb in equal numbers from the same causes. In addition, everybody’s health and ability to get by without help decline with age – irrespective of social status. This also has a levelling effect on mortality across all groups, not merely the different educational categories.

Second, not many people are highly educated, and with increasing age their numbers thin out even more. Among the 50–59 year olds, 35 per cent have some form of higher education. Only 14 per cent of people aged 80 and over, on the other hand, have higher educational attainments, whether of the shorter or longer category. At the same time, mortality is low among the highly educated of the youngest age groups, where higher education is proportionately most pronounced. Mortality among the highly educated of the oldest age-group is relatively high, but there are proportionately so few of them that it has little bearing on elderly mortality in general. In any case, there is more variation in mortality among the higher educated old elderly than among the other educational categories. There is consequently no demonstrable connection between differences in educational level and mortality among 80 year olds and over.

It is probably safe to say that those who die young lay least claim to healthcare resources than those who die old. Among the young there are marked differences in mortality across “social status”, but such differences have little impact on the provision of healthcare. Among the elderly, mortality variations by “social status” remain much smaller, and, in addition, very few of the elderly belong to the highly educated categories. Mortality variations by “social status” do little to explain observed inter-district differences in mortality.

The conclusions we can draw on the basis of our findings can be divided into three main categories.

1. Differences in social status, conceived in terms of differences in educational attainment, do little to explain mortality variations observed among 50 year olds and over. Education has most impact among the youngest age groups, but among the over 80s, the education variable explains nothing of the inter-district differences in recorded mortality.
2. Differences in social status in all likelihood have little explanatory force regarding variations in healthcare needs directly associated with *mortality*, because a) it is only among the young that variation in educational level co-varies significantly with variations in mortality, but here, the number of deaths has little impact on the need for healthcare; and b) because there is no demonstrable connection between mortality and education among 80 year olds and over, where mortality is highest in absolute terms.
3. There may be other factors behind the differences in healthcare needs that are not connected with mortality, and which may vary between people of different social status. Likely variables are housing conditions and lifestyle.

Variations in spending on healthcare for the elderly across city districts

Regression analyses of spending on the elderly by the city districts produce the following findings.

The overall need for healthcare

There is a basic assumption that *the number of the elderly distributed across age-groups* provides a good estimate of healthcare needs at different ages. The analysis shows that spending requirements rise steeply with increasing age, from NOK 8,700 per capita aged 67–79 to NOK 38,200 per capita aged 80–89, and so on, to slightly below NOK 100,000 per capita aged 90 and over. In addition, there are expenses related to other explanatory variables.

Social status and living conditions

Persons aged 70 and over living in poor sanitary conditions cost considerably more, the estimate is NOK 100,000 per capita. The same applies to *persons aged 80 and over mobility limitations*, where there the estimated additional expenditure requirement is NOK 20,000 per capita. These high figures do not necessarily refer to the concrete additional spending on the people under discussion here. Poor sanitary

conditions and limited mobility are found mainly among *low status groups*. It is not unlikely that these two variables capture wider spending requirements associated with low income or particularly difficult living conditions which would exacerbate healthcare requirements.

A rise in the number of *people on disability living allowances aged 18–66* clearly has an escalating effect on healthcare spending and the different analyses show that such people on average cost at least NOK 20,000 more per capita. The estimated effect of disablement is remarkably stable in our analyses. It is a robust variable when it comes to explaining variations in spending by district. The result also seems plausible given that the disabled, one must assume, have special healthcare needs in comparison with others of similar age. Because educational and income levels among the disabled are usually low, variation here be sensitive to variations in expenditure requirements associated with differences in *social status* of the different districts.

Persons aged 67–79 with low education, i.e., whose highest educational achievement is compulsory schooling, cost more than higher educated groups. The estimated effect varies, but the most reliable estimate puts additional expenditure at more than NOK 50,000 per low educated person in this age group. Again, the estimated sum is not necessarily directly connected to spending on people in the low education bracket; low education may comprehend other expenditures specifically related to factors correlating strongly with low education, such as smoking, unhealthy diets and little physical activity.

The variation in the proportion of persons aged 80 and over in the low education bracket does not appear to affect spending requirements on the elderly. This may be because the variation in education among the old elderly is small, and 40 per cent of all persons aged 80 and over have no more education than compulsory schooling. Only 14 per cent have higher education. There is therefore not much room for wider inter-district variation. In addition we have the impact of the ordinary aging process. There is also the impact of the general aging process; although healthcare needs vary among different segments of the population, the differences decline as people grow older. Further, it is highly likely that the variables may well be sensitive to expenditure related to lower education levels and/or other factors underlying poor living conditions prevalent among certain low status groups, for instance people aged 70 and over living in poor sanitary conditions, and people aged 80 and over who face mobility constraints.

What about civil status? Single people tend to need more healthcare than people who live together. It was not possible analytically to detect a separate effect from living on one's own. This may be an inherent weakness of the analyses; it is just as likely that other explanatory variables pick up more or less the entire effect from differences in civil status.

The effect of mortality is different for the younger and older elderly

It is likely that a rise in mortality among people aged 67–79 would result in reduced district-wise spending on healthcare, according to our findings, while more resources would be needed if 90 year olds and above increase in number. Variation in the proportion of deceased 80–89 year olds per capita has no bearing on differences in inter-district per capita spending on care for the elderly. In other words, *expenditure requirements in isolation fall in districts where mortality is high among the younger elderly, here, the 67–79 year olds, and in districts where mortality is high among 90 year olds and over, there will be a need for increased spending.* Variation in mortality among the 80–89 year olds has little bearing on district-wise spending on elderly care.

The analysis shows that the districts save NOK 210,000 per deceased person aged 67–79. The findings lend therefore support to the hypothesis that relatively young elderly tend to die of other afflictions than the chronic diseases and disorders generally associated with old age. That relatively few 67–79 year olds die in nursing homes or other healthcare facilities is to be expected, while the old elderly should, in contrast, be expected to die mostly in such institutions.

The various city districts need an estimated additional NOK 360,000 per deceased person aged 90 and over. The analyses therefore support the hypothesis that the old elderly need most healthcare. This is why the proportion of this category of nursing homes residents is high, and most die in nursing or retirement homes. Their care will have extended over a longer period and required more extensive healthcare resources compared with the average among the young elderly and old elderly who with help continue to live either in their own home or in sheltered accommodation.

1 Innledning

1.1 Innledning

1.1.1 Bakgrunn og formål

Oslo kommune ønsker gjennom prosjektet ”Analyser av indikatorer på behovet for pleie- og omsorgstjenester” først å fremst å analysere hvilken betydning dødelighet kan ha for bydelenes utgiftsbehov til pleie og omsorg. Hypotesen som er utgangspunktet for problemstillingene, er at sosioøkonomiske trekk ved befolkningen påvirker deres helsetilstand, som igjen påvirker behovet for pleie og omsorg.

Det er tre hovedformål med prosjektet: En faglig drøfting av hvor godt mål dødelighet er på den allmenne helsetilstand i befolkningen og mulige sammenhenger mellom behovet for pleie- og omsorgstjenester og dødelighet. Å beskrive forskjeller i dødelighet mellom bydelene og å kartlegge eventuell samvariasjon mellom ulike sosioøkonomiske trekk ved befolkningen og dødelighet i bydelene. Å få dokumentert en eventuell samvariasjon mellom dødelighet og utgifter til pleie og omsorg mellom bydelene; det er også et ønske om å analysere sammenhenger mellom utgifter til pleie og omsorg og sosioøkonomiske forskjeller mellom bydelene. En naturlig tredeling av prosjektet følger fra de tre overordnede problemstillingene:

1. Drøfting av dødelighet som indirekte mål på helse og sammenhenger mellom dødelighet og behovet for pleie- og omsorgstjenester.
2. Beskrivelse og analyser av ulikhet i dødelighet mellom bydelene.
3. Analyser av sammenhenger mellom dødelighet og sosioøkonomiske trekk ved befolkningen og behovet for pleie og omsorgstjenester.

Det første delprosjektet utgjør kapittel 2, 3 og 4 i rapporten. Kapittel 5, 6, 7 og 8 er viet det andre delprosjektet, mens det tredje delprosjektet dokumenteres i kapittel 9. Nedenfor gis det en kort presentasjon av de ulike delprosjektene.

1.1.2 Hovedoversikt over rapporten

1. Dødelighet som mål for helse og behov for pleie og omsorg

I Oslo kommunes kriteriesystem benyttes dødelighet som et indirekte mål for helsetilstand, og det antas at jo høyere dødeligheten er, jo dårligere er den allmenne helsetilstanden i befolkningen og desto større er behovet for kommunale helsetjenester. Dødelighet er et statistisk lett mål å forholde seg til, det er relativt enkelt å registrere og det lar seg lett sammenligne. Det er tidligere foretatt diverse analyser av sammenhenger mellom dødelighet og ulike sosioøkonomiske forhold, både mellom kommuner og mellom bydelene i Oslo. Dette delprosjektet skal bestå av følgende hoveddeler:

- a) å drøfte dødelighet som et indirekte og sosioøkonomisk betinget mål for helse,
- b) å analysere sammenhengen eller samvariasjonen mellom dødelighet og sosioøkonomiske kjennetegn ved befolkningen i Oslos bydeler, og dernest, og
- c) å analysere hvorvidt og i hvilken grad det er samvariasjon mellom dødelighet og utgifter til pleie- og omsorg.

Denne delen gjennomføres ved en gjennomgang og drøfting av nasjonal og internasjonal litteratur som oppsummerer de viktigste funnene med relevans for problemstillingene ovenfor.

2. Variasjon i dødelighet mellom bydelene

Oslo kommune ønsker en deskriptiv analyse av variasjonene i dødelighet mellom bydelene for personer femti år og eldre fordelt på aldersgrupper. I tillegg ønsker kommunen regresjonsanalyser av sammenhengen mellom ulike sosioøkonomiske forhold og dødelighet for de samme aldersgruppene. Det er naturlig å se disse to problemområdene under ett. Samtidig danner den siste analysen ett inntak til utgiftsanalysen i det tredje delprosjektet.

Beskrivelse av variasjon i dødelighet

Det finnes mange måter å beskrive ulikhet på og mange kvantitative mål kan benyttes for å beskrive ulikhet, blant annet mål basert på standardavviket til et tallmateriale. Ulikhetsmål basert på standardavviket er ikke alltid lett å tolke og de inneholder skjulte normative

forutsetninger ved at store avvik fra gjennomsnittet teller eksponentielt mer enn små avvik.

Svakhet ved ulikhetsmål basert på standardavviket gjør at vi primært vil benytte et ulikhetsmål som kan kalles *det veide relative absolutt-verdiavviket* eller *andel ulikhet*. Andelen ulikhet er et lett tolkbart og generelt ulikhetsmål og ulikhet mellom bydelene kvantifiseres ved svaret på følgende spørsmål: Hvor stor andel av det totale antall døde fordelt på aldersgrupper måtte "omfordeles" mellom bydelene for at dødeligheten skulle bli den samme og lik den gjennomsnittlige dødeligheten for Oslo kommune sett under ett? I tillegg til å beskrive forskjeller i dødelighet blant innbyggere 50 år og over, beskrives forskjeller i forventet *levealder* på ulike alderstrinn.

Bydelene kjøper og selger plasser i pleieinstitusjoner og majoriteten av beboerne registreres som bosatt i den bydelen institusjonene og pleieboligene er lokalisert, mens kjøperbydelen har ansvaret for finansieringen. Det oppstår derfor et misforhold mellom det registrerte antall innbyggere og døde og det antall innbyggere og døde bydelene har ansvaret for å gi et pleie- og omsorgstilbud til. Derfor drøftes omfanget av denne feilkilden når forskjeller i dødelighet og levealder skal tallfestes, og det presenteres en metode for korreksjon av det registrerte antall døde i bydelene.

Analyse av dødelighet og sosioøkonomiske forhold

Oslo kommune ønsket en studie av sammenhenger mellom dødelighet og sosioøkonomiske kjennetegn ved innbyggerne ved hjelp av regresjonsanalyse. Det viser seg imidlertid at dette er svært problematisk, og i rapporten benyttes en annen metode for å tallfeste hvor mye kjønn, sivil status og utdanningsnivå kan forklare av den totale variasjonen i dødelighet på hvert alderstrinn. Denne analysen bygger direkte på beskrivelsen av variasjon i dødelighet. Regresjonsanalysene av dødelighet i Oslo er dokumentert i et eget notat, se Toresen (2004).

3. Analyse av bydelenes utgifter til pleie og omsorg

Hovedhensikten med det tredje delprosjektet er å analysere sammenhenger mellom dødelighet og sosioøkonomiske trekk ved befolkningen og behovet for pleie og omsorgstjenester. Dette delprosjektet skal analysere effekten av dødelighet på utgiftene til pleie og omsorg, kontrollert for effekten av ulike andre sosioøkonomiske forhold. Oslo kommune ønsker også å få analysert den isolerte effekten av andre sosioøkonomiske variabler på utgiftene til pleie og omsorg. Disse analysene tar utgangspunkt i de kriteriene som i dag benyttes i Oslo kommunes kostnadsnøkkel for pleie og omsorg.

2 Dødelighet som indirekte mål for helsetilstand

2.1 Innledning

2.1.1 Drøfting av innholdet i oppdragets pkt a om dødelighet som indirekte mål for helse

Oslo kommune ønsker innledningsvis en drøfting av indikatorer for behovet for pleie- og omsorgstjenester, jevnfør avsnitt 1.1.2, der en a) drøfter dødelighet som et indirekte og sosioøkonomisk betinget mål for helse, ved:

- en gjennomgang av litteratur hvor dødelighet er brukt som indirekte mål på helse
- at det med utgangspunkt i litteraturgjennomgangen om sammenhengen mellom helse (målt som dødelighet) og sosioøkonomiske forhold, blir foretatt en vurdering av hvor godt mål dødelighet er på den allmenne helsetilstand i befolkningen
- at det blir gjort vurderinger av andre mål for helse som kan brukes i analyse av forskjeller i behovet for pleie og omsorgstjenester.

Umiddelbart utlagt består oppgaven i å *gjøre rede for og drøfte hvor godt dødelighet måler helsetilstanden i befolkningen etter sosioøkonomiske kjennetegn.*

Vi ønsker derfor først å gjøre rede for hvordan vi forstår problematikken knyttet til sosioøkonomisk betinget ulikhet i etterspørsel etter kommunale pleie- og omsorgstjenester ut fra befolkningens helsetilstand målt ved dødelighet og dette igjen som mål for behov for

pleie og omsorg, slik dette går fram av tilbudsdokumentet. Av dette dokumentet - *Analyse av indikatorer på behovet for pleie- og omsorgstjenester* - går det fram at:

Oslo kommune har observert at det er *store forskjeller i levekår* mellom bydelene, for eksempel uttrykt ved forskjeller i levealder, og at dette er nøye knyttet til ulikhet i sosioøkonomiske egenskaper ved befolkningen. På bakgrunn av dette legger en til grunn at behovene for kommunale pleie- og omsorgstjenester er betinget av de samme sosioøkonomiske ulikhetene og samvarierer med disse.

En har imidlertid ikke etablert gode mål for den antatte samvariasjonen. Derfor bruker en i dag dødelighet som indirekte mål for helsetilstand, fordi en antar at *"jo høyere dødelighet, desto lavere allmenn helsetilstand blant befolkningen og desto høyere behov for kommunale helsetjenester"* (side 9). Og en vet at det er dokumentert samvariasjon mellom sykkelighet og sosioøkonomiske kjennetegn ved befolkningen (Folkehelseinstituttet 2003). Videre at det foreligger samvariasjon mellom det sosioøkonomiske kjennetegnet "utdanning" og bruk av hjemmehjelp.

Men det en er ute etter, er "først og fremst å måle funksjonsdyktighet i aldersgrupper over 70 år" (side 8). Men fordi en også mangler direkte mål for dette, ønsker Oslo kommune en drøfting av hvor godt dødelighet måler helsetilstand – "det er først og fremst variasjon i helsetilstand, operasjonalisert som dødelighet som er tema for disse analysene" (side 8).

Vi tolker vår oppgave på dette punktet i følge tilbudsdokumentet til å være: å drøfte *"dødelighet som indirekte mål på helse ... ved ... gjennomgang av litteratur hvor dødelighet er brukt i et sosioøkonomisk perspektiv, ... med sikte på en "vurdering av hvor godt mål dødelighet er på den allmenne helsetilstand i befolkningen"* (side 9).

I tillegg føyes det til: *"Vi ønsker også en vurdering av andre mål for helse som kan brukes i analyse av forskjeller i behovet for pleie- og omsorgstjenester"* (side 9). For første gang nevnes også "pleie- og omsorgstjenester" som mål for helse som kan nyttes i denne sammenhengen. Vi tolker det siste som at en etterlyser mål for adl-funksjoner¹.

¹ Den engelskspråklige betegnelsen adl-funksjoner er etter hvert godt etablert og referer til evnen til på egen hand – uavhengig av hjelp fra andre – privat eller offentlig – å ivareta dagliglivets funksjoner ('activities of daily living' – ADL-funksjoner). Disse funksjonene tapes oftest hierarkisk hos eldre og deles som regel inn i funksjoner knytte til *daglige praktiske gjøremål*

For øvrig viser kommunen til at dødelighet er et lett statistisk mål å forholde seg til. Og om "dødelighet" antar en videre at det – uavhengig av levealder – vil være behov for pleie- og omsorg i en viss periode i livets slutfase, men føyer til: "*Dødelighet brukt som helsemål alene har begrenset verdi, men supplert med andre helsemål er det informativt...*" (Espen Dahl). De to første utsagnene er det relativt lett å slutte seg til, særlig fordi dødelighet foreligger som nøye og kanskje nokså nøyaktige registerdata², mens det tredje kan tolkes i retning av at dødelighet som mål for pleie- og omsorgsbehov bør suppleres med andre mål?

Etter vår vurdering etterspør en først og fremst ikke kunnskap om helsetilstand i seg sjøl, men helsetilstand i betydningen "behov for pleie- og omsorgstjenester" utgått fra ulik fordeling av funksjonstap knyttet til daglige og personlige gjøremål (adl-funksjoner) i den eldre befolkningen, det vil si den typen behov som pleie- og omsorgstjenestene dekker. Dette også fordi dødelighetskriteriet anvendes/skal anvendes i funksjonsområde FO3 *Pleie og omsorg* i Oslo kommunes kriteriesystem for tildeling av rammetilskudd til bydelene.

At sykkelighet og dødelighet er sosioøkonomisk betinget og at dødelighet er et statistisk godt mål for helse gjennom livet på gruppenivå, er nokså uproblematisk å føre empirisk belegg for. Hva forholdet er mellom sykkelighet/dødelighet og tap av adl-funksjoner er imidlertid mer komplisert og problematisk siden det ikke er umiddelbart lett å slutte fra helsetilstand til tap av adl-funksjoner. Det fordi en rekke helseproblemer ikke gir seg utslag i adl-tap og fordi en del tap av adl-funksjoner ikke er følge av noen bestemt sykdom eller sykkelighet, sjøl om det generelt er slik at en eller annen form for uhelse ligger til grunn for tap av adl-funksjoner.

Når det gjelder pkt b og c i tilbudsforespørselen fra Oslo kommune, går disse ut på:

- b) å analysere sammenhengen eller samvariasjonen mellom dødelighet og sosioøkonomiske kjennetegn ved befolkningen i Oslos bydeler, og
- c) å analysere hvorvidt og i hvilken grad det er samvariasjon mellom dødelighet og utgifter til pleie- og omsorg.

(matlaging, rengjøring og så videre) på den ene siden og *personlig gjøremål* på den andre – spise, kle seg, legge seg, vaske seg, og så videre).

² Dødsårsak for eldre kan imidlertid være noe usikre da sykdommer/skader/lyter som fører til døden ofte er sammensatte. Dessuten obduseres eldre relativt sjelden.

Hvis resultatene av disse analysene viser at det er betydelig samvariasjon begge veier, har en samtidig vist at bruken av pleie- og omsorgstjenester er forbundet med ulikheter mellom bydelene med hensyn til sosioøkonomiske egenskapene ved befolkningen i dem. Dette er analogt til hva en ber om gjennomført i pkt a): det vil si å drøfte hvor godt dødelighet er et indirekte og sosioøkonomisk betinget mål for helsetilstand/behov for pleie- og omsorgstjenester.

Det er slik sett akkurat de samme problemstillingene som skal gås gjennom. Først gjennom drøfting av resultater fra den forskningslitteratur som finnes, dernest ved hjelp av empiriske analyser av de samme forhold på bydelsnivå i Oslo kommunene.

Innledende resonnement om forholdet mellom sosioøkonomiske faktorer og helse målt ved dødelighet og mellom dødelighet og adl-tap/behov for pleie- og omsorgstjenester

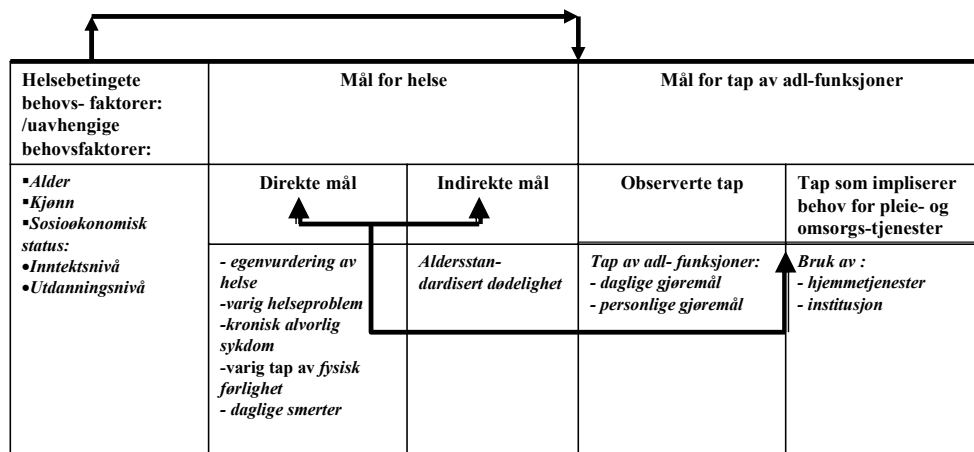
Oslo kommune ønsker å fange opp de betydelige variasjonene i den eldre befolkningens behov for kommunale pleie- og omsorgstjenester utgått fra ulikheter i sosioøkonomisk posisjon, slik det kan måles for eksempel ved utdannings- eller inntektsnivå eller type yrke, slik at disse kan bygges inn i kriteriesystemet for overføring av finansielle midler mellom bydelene. En reiser spørsmål om en ikke indirekte kan måle sosioøkonomisk betingete variasjoner i etterspørsel etter pleie- og omsorgstjenester på bydelsnivå ved hjelp av en proxy. Dødelighet kan være en slik mulig anvendbar *stand-in-variabel*, siden en kjenner de *aldersstandardiserte dødelighetsratene* på bydelsnivå.

En slik tilnærming reiser imidlertid i utgangspunktet minst to sentrale spørsmål: a) *hvilken sammenheng* er det mellom *dødelighet* (mortality) og *helse/sykelighet* (morbidity), og dernest mellom *helse/sykelighet* og *adl-tap/behov for kommunale pleie- og omsorgstjenester*, og b) foreligger det empiri som gjør det *mulig å utmåle denne sammenhengen*?

Det er etablert kunnskap at helse og ulike former for sykkelighet varierer mellom kjønnene og ulike aldersgrupper samtidig som en del former for sykdom og ulike funksjonstap har en sosial gradient. Videre vet vi at det allment er positiv sammenheng mellom en befolknings helsetilstand og dødelighet eller livslengde. Videre vet vi at det er allmenn positiv sammenheng mellom omfang av helseproblemer og funksjonstap i forhold til ulike adl-funksjoner eller plager som pleie- og omsorgstjenestene tar seg av. Men samtidig er det slik at en rekke alvorlige helseplager ikke gir seg betydelige utslag i form av adl-tap. Vår oppgave i denne sammenhengen er å etablere kunnskap om hvilke sammenhenger som foreligger mellom etter-

spørselsfaktorer knyttet til pleie- og omsorg utgått fra sosioøkonomisk posisjon og bruken av kommunale pleie- og omsorgstjenester. Dette ved å drøfte i hvilken grad og på hvilken måte aldersstandardisert dødelighet er en faktor som kan nyttes til å måle sammenhengen mellom de to førstnevnte faktorene.

Figur 2.1 *Modell for analyse av sammenhenger mellom uavhengige behovsfaktorer og mål for helse og mål for adl-funksjoner.*



Slik Figur 2.1 skisserer, kan vi utlegge sammenhengen mellom sosioøkonomisk betinget etterspørsel etter pleie og omsorgstjenester på følgende generelle og enkle måte: Allment er det slik at det vil foreligge variasjoner i en befolknings helsetilstand målt direkte ved sykkelighet og indirekte ved dødelighet betinget av kjennetegn ved befolkningen – for eksempel alder, kjønn eller sosioøkonomisk posisjon. Videre vil det være en viss innbyrdes sammenheng eller samvariasjon mellom sykkelighet og dødelighet. Enn videre vil det måtte foreligge en viss samvariasjon mellom sykkelighet/dødelighet og omfang av funksjonelle adl-tap som i sin tur leder til etterspørsel av pleie- og omsorgstjenester, slik det er antydnet i figuren.

Hvis det var slik at ulikhet i sosioøkonomisk posisjon helt ut forklarte variasjonen i sykkelighet som igjen var sammenfallende med variasjonen i dødelighet, som igjen var falt sammen med variasjon i befolkningens adl-tap og som i sin tur falt sammen med bruken av pleie- og

omsorgstjenester, ville for eksempel dødelighet være et fullgodt mål for sosialt betinget etterspørsel etter pleie- og omsorgstjenester.

Vår oppgave i de to neste kapitlene er å vise og drøfte i hvilken grad det er innbyrdes samvariasjon mellom sosioøkonomisk betinget sykkelighet og dødelighet og dernest hvordan disse målene i siste instans samvarierer med den eldre befolkningens adl-tap og bruk av pleie- og omsorgstjenester.

På den bakgrunn skal vi innledningsvis ta for oss noen allmenne problematiske trekk knyttet til de sammenhenger som måtte finnes mellom uavhengige behovs- og etterspørselsfaktorer og de ulike målene for helse/sykkelighet og adl-tap i tilknytning til behov for pleie- og omsorgstjenester.

Forholdet mellom dødelighet og helse

Det forligger ikke noe godt mål for helsetilstand målt ved sykkelighet. Sykdomsstatistikken er mangelfull i Norge. Ofte brukes dødelighet og dødsårsaksstatistikk som mål eller proxy for sykkeligheten. Aldersstandardisert dødelighet (for eksempel definert som antall døde per 100.000 innbygger per år) er ett av de mest brukte mål for helsetilstanden i en befolkning. Dødelighet er antakelig det et nokså bastant mål for helsetilstand eller uhelse i en befolkning og for utvikling over tid.

Sosioøkonomisk betingete ulikheter i helsetilstand har antakelig eksistert i de fleste samfunnstyper til alle tider. Dødelighet eller levealder nyttes ofte internasjonalt som overordnede mål for allmenn helsetilstand i en nasjonal befolkning og som et overordnet mål for levekår og den enkelte nasjons utviklingsnivå i forhold til det.

Dødelighet som mål for helse er nyttet i studier der en har søkt å sammenlikne helsetilstand mellom grupper og for ulike grupper over tid, for eksempel sosioøkonomiske. Statistisk er det antatt at dødelighet og levealder er gode samlemål for helse i grupperinger av befolkninger. Men her vil vi straks anføre – og det er i denne sammenhengen svært viktig – at dødelighet og dødsårsaker gjenspeiler sykdommer i tilknytning til død, og i mindre grad sykkelighet og sykdommer som folk lever med.

Sammenheng mellom helseproblemer og tap av adl-funksjoner

Sammenhengen mellom helsetilstand og tap av adl-funksjoner er imidlertid mer kompleks. Det er for det første stor forskjell mellom omfanget av tap av adl-funksjoner som følger av ulike typer sykdommer. Hjertefarkt og kreft er eksempler på sykdommer med

allment relativt få avledete adl-funksjonstap. Nevrologisk betingete sykdommer som for eksempel Parkinson og MS, eller senfølger av hjerneslag eller aldersdemens, er eksempler på sykdommer som kan gi både omfattende og langvarige funksjonstap. Mens de første særlig fordrer tjenester fra spesialisthelsetjenesten og legetjenesten, krever de sistnevnte ofte – om enn i varierende grad – hjelp fra den kommunale pleie- og omsorgstjenesten.

NIBRs undersøkelse blant annet av eldres helse og funksjonsnivå i Storby i 1991 (Brevik 1993), viser at det er de sosioøkonomiske egenskapene ved befolkningen som aller mest betinger forskjeller i omfang av adl-tap på gruppenivå. Undersøkelsen viser klart og entydig at eldre med lav allmennutdanning har vesentlig mer omfattende funksjons-tap enn eldre med høyere utdanning. Disse dataene forteller imidlertid bare begrenset om funksjonstapenes varighet. Likevel konkluderte vi med at både dødelighet og sosial status (inntekts- og utdanningsnivå) kan ha vesentlig betydning for innbyggernes behov for pleie- og omsorgstjenester (Brevik 1993).

Sykdommer som en dør av, plager som en lever med

Det er ikke slik at de plager en måtte ha som syk og skrøpelig alene direkte kan avledes av den sykdom/skade lyte som en eventuelt dør av. En kan alene eller i tillegg ha ulike sykdommer og plager som en lever med. Og det er særlig de siste som gir adl-funksjonstap og behov for pleie- og omsorgstjenester. Den aldersstandardiserte dødeligheten kan i beste fall være et adekvat uttrykk for effekten av de sykdommer /skader/lyter som en dør av. I tillegg kan den som dør, ha plager som fører til adl-tap - og som fordrer pleie- og omsorgstjenester – men som ikke er knyttet til de sykdomsforhold som leder til død. Av dødelighetsdata kan vi mest bare relatere hjelpebehov som er knyttet til de sykdommer/skader/lyter som foranlediger død.

Aldersstandardiserte dødelighet måler heller ikke effekten av ikke-dødelige plager hos dem i samme aldersgruppe som ikke dør. Og disse kan være omfattende, for eksempel hos gamle kvinner. Dette er særs viktig i forhold til dødelighetsmålets *validitet*, det vil si hva det egentlig måler.

Dødelighetsmålet er altså bare knyttet til den delen av en aldersgruppe som dør i et gitt tidsrom. Det forteller ikke noe om helseplager eller omfang av adl-tap hos de i samme aldersgruppe som ikke dør. Når det gjelder behovet for pleie- og omsorg avledet av adl-tap, er det siste i pleie- og omsorgssammenheng betydelig. For å illustrere det poenget kan det være nyttig å bringe inn ulikhet i pleie- og omsorgsforløp hos eldre kvinner og menn.

Pleie- og omsorgsforløpenes omfang – deres lengde og tyngde

Populært sier vi at 'menn dør av sine plager, kvinner lever med dem'. Det er helt på det rene at omfanget av tap av adl-funksjoner blant kvinner er større enn blant menn i alle aldersgrupper sjøl i relativt tidlig eldreår. Kvinner har jevnt over et større omfang av adl-tap som både er knyttet til de sykdommer som de dør av, men særlig til de plager de lever med. Kvinner lever jevnt over 6 år lengre enn menn, og har således lavere dødelighet. Likevel er omfanget av helseproblemer som fordrer for eksempel kommunale omsorgstjenester større blant kvinner enn menn i samme alder. Det kan vi for eksempel avlese fra forskjeller i bruken av hjemmetjenester og institusjons-plasser mellom kvinner og menn³. Om vi forutsetter at hjelpebehovet knyttet til helseproblemer avledet den ene og samme sykdom som en dør av, er den samme for begge kjønn, er det betydelige forskjeller i omfanget av tilleggsplager knyttet til sykdom/skade/lyte som en lever med.

Det er mest sannsynlig ikke plager knyttet til det en dør av, men omfanget av de plager en lever med, som gjør at kvinner jevnt over har lengre og tyngre pleie- og omsorgsforløp enn menn. Dette har antakelig bakgrunn i en rekke forhold, men har antakelig særlig å gjøre med ulike innslag av "tilleggsplager" og evnen til å leve med disse, det vil si genetisk og sosial konstitusjon.

Romøren (2001) har studert lengde og omfang av periodene med tap av adl-funksjoner hos kvinner og menn etter fylt 80 år, idet han har fulgt samtlige eldre i en norsk kommune som var 80 år og eldre i utgangspunktet (i 1981) og fram til at alle var døde (1999). Undersøkelsen viser at kvinner jevnt over har lengre og tyngre forløp med hensyn til adl -tap som fordrer et større omfang av pleie- og omsorgstjenester enn menn. Han finner imidlertid ikke at lavstatus-gruppene har særlig mer pleieomfattende forløp enn høystatus-gruppene⁴, men de sistnevnte har noe lengre sykehus- og sykehjemsopphold. Videre viser han at noen diagnoser er forbundet med betydelig tyngre forløp enn andre, for eksempel aldersdemens.

³ Vi ser imidlertid her bevisst bort fra et særlig viktig forhold, nemlig at menn har større tilgang på privat omsorg, særlig i kraft av langt sjeldnere å bo aleine sammenliknet med kvinner (Brevik 1998). Dette virker helt opplagt inn på menns bruk av kommunale pleie- og omsorgstjenester sammenliknet med kvinners bruk i samme alder.

⁴ Her bør det imidlertid tilføyes at befolkningssammensetningen i dette tilfellet ikke har vært hensiktsmessig nok i forhold til å kunne operasjonalisere sosioøkonomisk status da innslaget av høystatuseldre har vært relativt beskjedent.

Omfanget av adl-tap i en aldersgruppe i en gitt befolkning er således betinget både av a) prevalens av helseproblemer og type sykdommer, b) hvor hyppig ulike helseproblemer gir adl-tap og c) adl-tapenes varighet og omfang. Om det er standardisert for alder, er det likevel en rekke mellomliggende forhold som modifierer forholdet mellom sykkelighet/dødelighet og pleie- og omsorgsbehov. Type diagnose, kjønn og sosioøkonomisk status er faktorer som antakelig i betydelig grad virker inn på disse sammenhengende. I forhold til å utmåle omfang av behovet for pleie- og omsorg, er dødelighet antakelig et komplisert mål. Og det er overhodet ikke allment slik at høy dødelighet i en gitt befolkningsgruppe, samtidig kan utledes ensbetydende med høyt behov for pleie- og omsorgstjenester, noen ganger tvert i mot. Grupper av yngre eldre menn med høy dødelighet kan for eksempel ha vesentlig lavere pleie- og omsorgsbehov og betydelig lavere bruk av pleie- og omsorgstjenester, enn grupper av betydelig eldre kvinner med lav dødelighet. Dette blant annet fordi at en med økende alder som regel erverver aldringsrelaterte plager som en lever med, men som fordrer pleie- og omsorgstjenester.

Sosioøkonomisk betingete forløp i tap av adl-funksjoner i en utvikling der levealderen generelt øker Beveger forløpene seg mot å likne dem mellom kvinner og menn

Ett viktig spørsmål er om omfanget av hjelpebehov avledet av funksjonstap blir større eller mindre ved økt levealder, eller om hjelpeperioden blir lengre eller kortere. Forskningsresultatene peker i begge retninger. Som hovedtendens tilsier de amerikanske funnene jevnt over at det blir mindre funksjonstap/kortere pleieperiode (*compression of morbidity*), mens de europeiske peker i begge retninger. Det er trolig en positiv sammenheng mellom økt levealder og omfang av funksjonstap i den forstand at det blir flere kroniske plager med tiltakende alder og dermed større behov for offentlig pleie. Det er imidlertid et annet vesentlig problem her: levealder er betinget av sosioøkonomisk status. Lavstatusgruppene lever kortere. Er det dermed slik at lengde på pleieperiode og omfang av funksjonstap er mindre hos en ufaglært arbeider som dør 72 år gammel enn hos en professor som blir 87 år?

Vi kan anvende teoriene og kunnskapen om redusert /økt morbiditet og forkortet/forlenget pleieperiode som følge av at nye kohorter eldre lever lenger på sosioøkonomiske grupper. Hvis det for eksempel er slik at utviklingen mot høyere levealder fører til kortere pleieperiode, kan en anlegge det synspunkt at ulike sosiale grupper befinner seg på ulike stadier i forhold til en slik utvikling og at den nevnte typen effekt tidligere nedfeller seg i høystatusgruppene enn i lav-

statusgruppene. Det innebærer at det vi vet om effekter av endringer i helseproblemer og lengde/omfang av pleieperioder over tid – qua kohorteffekter – kan anvendes i forhold til ulike sosioøkonomiske grupper her og nå. Det forutsetter imidlertid antagelsen om at ulike gruppen på et og samme tidspunkt i ulik grad kan nyttegjøre seg de effekter som følger av nye behandlingsmetoder og rehabiliterings-tiltak. De rene kohortbetragtningene om endringer i levealder og pleiebehov synes imidlertid å forutsette at mulighetene for forbedringene er like for alle, er også rene kohorteffekter.

Om en anvender antagelsen om at forlenget levealder fører til lavere sykkelighet og forkortet/lettere pleieperioder på ulike sosiale grupper, kan innebære at høystatusgruppene beveger seg mot omsorgsforløp som ligner kvinners, mens både kvinner og menn i lavstatusgruppene kanskje nærmer seg modifiserte utgaver av menns pleieførløp, slik vi i noen grad kjenner disse i dag. Vi kommer seinere tilbake til disse spørsmålene avsnitt 4.5 og i vår seinere separate drøfting av endringer i sykkelighet og forkortet/forlenget pleieperiode (compression versus extension of morbidity) som følge av generelt forhøyet levealder (avsnitt 4.3 og 4.4).

Oppsummering

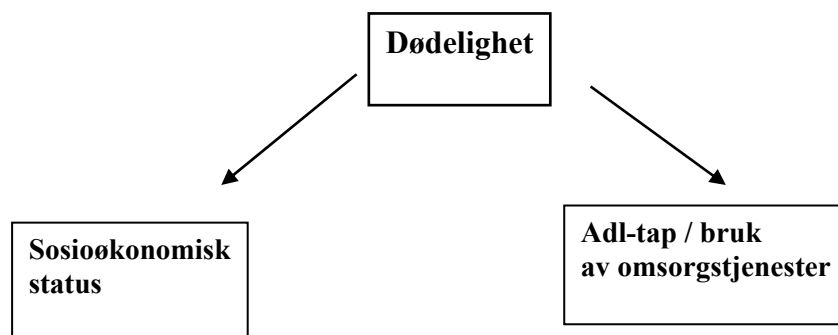
Vi må anta at kvinner og menn og personer i ulike aldersgrupper og i ulike sosioøkonomiske grupper er kjennetegnet ved:

- 1) forskjeller i sykdomspanorama i forhold til diagnoser som i ulik grad gir adl-tap eller primært medfører behov fra spesialisthelsetjenesten/primærlegetjenesten versus kommunale pleie- og omsorgstjenester,
- 2) at prevalensen med hensyn til adl-tap varierer mellom kjønnene, aldersgruppene og de sosioøkonomiske nivåene,
- 3) at det må foreligge en eller annen, men varierende sammenheng mellom levealder, det vil si om en dør tidlig eller seint som gammel, og omsorgsforløpenes lengde og omfang,
- 4) at det er betydelig variasjon både i pleie- og omsorgsforløpenes omfang og lengde, både innslag av korte og lette forløp, versus tunge og lange forløp beroende på ulike årsaker til død, men også varierende etter kjønn, alder og sosioøkonomisk gruppe.

2.1.2 Preliminære refleksjoner rundt dødelighet som sosioøkonomisk betinget mål for etterspørsel etter pleie- og omsorgstjenester

Aldersstandardisert dødelighet kan betraktes som et umiddelbart og direkte uttrykk for omfanget av behov for pleie- og omsorgstjenester knyttet til å dø, eller til den siste livsfasen. Hvis behovet for slike tjenester i tilknytning til å dø er likt uansett hvem (sosioøkonomisk status) som dør og når en dør (levealder), vil omfanget av behov for pleie- og omsorgstjenester i siste livsfase være en direkte funksjon av dødelighetsratene når det gjelder behov knyttet til sykdom og plager som en dør av. Det vil med andre ord måtte foreligge en eller annen gitt kvantitativ forholdsstørrelse.

Figur 2.2 *Sammenheng mellom mål for dødelighet og sosioøkonomisk posisjon og dødelighet og tap av adl-funksjoner.*



Hva så med det betydelige omfanget av plager og tap av adl-funksjoner som en ikke dør av, men lever med, men som en trenger pleie- og omsorgstjenester for å bøte på? Forskningsresultater viser at omfanget av adl-tap hos eldre er sterkt betinget av sosioøkonomisk posisjon, for eksempel målt ved utdanningsnivå. Hvis vi forutsetter at observert ulikhet i dødelighet i en befolkningsgruppe, er et nøye speilbilde av det sosioøkonomisk betingete omfanget av adl-tap/behov for pleie- og omsorgstjenester, for eksempel slik vi finner etter utdanningsnivå, i samme befolkning, vil dødelighet kunne nyttes som generelt mål for de sosioøkonomisk betingete behov for/etterspørsel etter pleie- og omsorgstjenester i sin alminnelighet, det vil si de adl-tap som en ikke dør av.

Slik sett kan dødelighet fungere både som et direkte mål for helseproblemer som en dør av og samtidig som et mål for helseproblemer en lever med, det vil si som utmåler av omsorgsbehov nært knyttet til død, og sosioøkonomisk betinget etterspørsel av pleie- og omsorgstjenester i sin alminnelighet, eller fungere som et slags ”dobbel” mål for behov for pleie- og omsorgstjenester. Hvis det foreligger sterke positive sammenhenger langs begge de linjer som her er skissert – jevnfør også Figur 2.2 – vil dødelighet framstå som et robust mål for sosioøkonomisk betinget mål for adl-tap/behov for/etterspørsel etter pleie- og omsorgstjenester. Men er det slik?

Alternativt mål til aldersstandardisert dødelighetsrater

Det finnes i dag registerdata for befolkningen inntekts- og utdanningsnivå av nesten alle i voksen alder. En annen tilnærming til problematikken ville ha vært å anvende data om sosioøkonomiske kjennetegn ved brukerne av kommunale pleie- og omsorgstjenester eller sosioøkonomiske kjennetegn knyttet til de som har adl-tap/behov for pleie- og omsorgstjenester. Slike komplette data ville ha løst problemet på en relativt enkel måte. En ville ha fått kunnskap om den direkte sammenhengen mellom adl-tap/behovet for eller bruken av kommunale pleie- og omsorgstjenester etter sosioøkonomiske kjennetegn. Slike data aggregert for hele byen, ville ha overkommet og korrigert de eventuelle mangler som en kan anta eventuelt følger av dagens kriterier og fordelingsmønster mellom bydelene⁵.

Det er bruk av kommunale tjenester etter tap av adl-funksjoner som en nytter i det statlige IPLOS-systemet, der brukerne av pleie- og omsorgstjenester registreres blant annet etter nokså eksakte mål for funksjonstap. Slike data lar seg koble opp mot registerdata for sosioøkonomiske kjennetegn. Denne registreringen og materiale har vært under utprøving i 30 norske kommuner. Det representerer etter vår vurdering et godt inntak til å analysere og belyse de problem-

⁵ Det er imidlertid slik at de behov for pleie- og omsorgstjenester som er dekket på bydelsnivå, dvs den registrerte bruken av ulike slike tjenester etter kjennetegn ved brukerne, i noen grad er bestemt av de tildelte midlene til bydelen, dvs de føringer på bruk som legges gjennom kriteriesystemet. Men den samlede bruken på Oslo-nivå eller bynivå, burde være et godt mål for fordeling av pleie- og omsorgstjenester etter behov og kjennetegn ved brukerne. Nøkkelen er at nettopp bruken på bynivå, er inntaket til å gi data om behov(bruk) etter de relevante kjennetegnene ved brukerne, herunder de sosioøkonomiske. Dette var resonnetet og operasjonaliseringen som lå til grunn for undersøkelsen og rapporten fra 1991/1993 i NIBRs prosjekt om Privat omsorg i storby, jevnfør Brevik, I.: *Hjelpebehov og tilgang på omsorg til eldre i storby*, Arbeidsrapport, NIBR, Oslo 1993.

stillinger vi her tar opp og som en i denne omgangen vil analysere ved det indirekte målet som dødelighet er. Dette spørsmålet kommer vi tilbake til i avsnitt 4.2, om forholdet mellom sykkelighet/dødelighet og adl-tap.

3 Helse, dødelighet og sosial posisjon

3.1 Generelt om sammenhenger mellom sosioøkonomisk posisjon/sosial klasse og dødelighet/sykelighet

Internasjonalt og nasjonalt har en lenge analysert sosioøkonomisk ulikhet i helse (Sundt, Engels). Sosialt betinget ulikhet i helse ble påvist her i landet for 130 år siden⁶. Likevel har helsesosiologien stått svakt i Norge⁷. Før krigen var det nesten ingen som beskjeftiget seg forskningsmessig med ulikhet i helse.⁸ I moderne etterkrigstid, i 1960- og 1970-åra, trodde de fleste at de sosialt betingete helseforskjellene var borte eller sterkt redusert, i alle fall i moderne vestlige velferdsstater med et godt utbygd helsevesen.

The Black Report (1982) om helseforholdene i det moderne England på 1960- og 1970-tallet, viste imidlertid blant annet at de klassebetingete forskjellene i dødelighet hadde tiltatt i England i etterkrigstida. Spørsmålet om *sosialt betingete forskjeller i helse og dødelighet*, har siden preget europeisk debatt og forskning, men har i liten grad slått inn i Norge før i de aller siste åra. Kunnskapen om sosial betinget ulikhet i helse i Norge er imidlertid begrenset og den forskningsfinansierte aktiviteten har vært liten. Sammenliknet med

⁶ Eilert Sundt viste det for Christiania rundt 1870, Sundt, E.: *Om fattigforholdene i Christiania*, Verker i utvalg, nr 11, Pax, Oslo 1978

⁷ Temaet står svært svakt i sentrale verker som *Aubert* (1976 – Sosialt samspill), *Engelstad og Østberg* (1984- Samfunnsformasjonen), *Martinussen* (1984 – Sosiologisk analyse), Alden et al (1986 – Det norske samfunn)

⁸ Unntaket er Arctander som interesserte seg for disse spørsmålene og publiserte studien *Om Miljøforholdene i Oslo*, Oslo 1928

mange andre europeiske land er det liten politisk debatt, politiske initiativ og forskningsframstøt på dette feltet (Dahl 2002). Internasjonalt har det imidlertid etter vært forsket mye om sosioøkonomisk betinget ulikhet i helse (Adler et al 1994).

Beskrivelse av forskjeller i helse og dødelighet

Først i 1974 tar Allern (*Klasse og alvorlig sykdom*) fatt i problematikken og viser at menn fra arbeiderklassen har hatt større fravær i arbeidslivet over livsløpet enn menn fra borgerskapet. Det var imidlertid etter hver gjennomført noen enkeltstudier.⁹ Sosialt betinget ulikhet i helse målt ved dødelighet og kroniske sykdommer i de nordiske sosialdemokratiske velferdsstater ble særlig tatt i andre halvdel av 1980 åra (Vågerø og Lindberg 1989).¹⁰ Temaet ble for øvrig for første gang tatt opp i *Tidskrift for den Norske lægeforening* i 1985.

I sine studier av sosioøkonomiske eller yrkesmessig betinget dødelighet i Oslo fant Gjestland og Mork store forskjeller i dødelighet mellom bydeler i Oslo for alle tiårsperiodene fra 1890-1940¹¹, det vil si klassebetingete forskjeller i levealder. Seinere framla forfatterne hypotesen om at dette sannsynligvis ville endre seg når vi fikk bygd skikkelige boliger til alle og velferdsstaten hadde fått anledning å virke med utjevning av levekår som resultat.¹²

I en tilsvarende analyse av dødeligheten mellom bydelene i Oslo for perioden 1971-1980, fant de imidlertid at forskjellene mellom Øst- og Vestkant var presist de samme som før krigen for menn og noe mindre for kvinner, sjøl om levealderen hadde økt over alt.¹³ Dette resultatet var svært overraskende. Før og etter er det foretatt studier av

⁹ Vi nevner Lavik 1976, Dalgaard 1980, Elstad 1981, 1985, Grimsmo 1984.

¹⁰ Vi viser her bl.a til Thurmer 1993, Brevik 1993, Dahl 1993, 1994, Jenum et al 1998, Brekke et al 1998, Stensvold et al 1999. Vi nevner også: Dahl E. *Sosial ulikhet i helse: Artefakter eller seleksjon?*, FAFO-rapport 170, Oslo 1994. Hurlen, R og Nordhagen, R. *Folkehelse i forandring*, Universitetsforlaget, Oslo 1996 og Barstad, A. *Store byer, liten velferd? Om segregasjon og ulikhet i norske byer*, Sosioøkonomiske studier, SSB, Oslo 1997.

¹¹ Gjestland T, Moen E, og Trier, G: En regional undersøkelse av dødelighet i Oslo 1890-1940. Første del. Statistisk kvartalshefte, Oslo kommune, Oslo 1954

¹² I festskriftet til Karl Evangs 60-årsdag i 1962 – hvor de nevnte resultatene ble presentert – framla forfatterne den hypotesen.

¹³ Gjestland, T, Moen, E: *East is east, and West is west*. En sammenliknende undersøkelse av dødeligheten i Oslo øst og Oslo vest i perioden 1890-1940 og 1971-1979, NIBR-rapport 1988:21.

yrkessmessig og sosialt betinget dødelighet i Norge for perioden 1970-1990 og for perioden 1991-1995¹⁴. Den siste er en studie av sosioøkonomisk betinget dødelighet blant kvinner og menn i alderen 45-49 år på landsbasis for perioden 1970-1997¹⁵.

At sykkelighet og dødelighet har vært betinget av sosial klasse, har som nevnt vært kjent i mer enn 100 år (Sundt (1817-75), Engels (1820-95) og Virchow (1821-1902). Eilert Sundt observerte og beskrev med tyngde sammenhengen mellom fattigdom og høy dødelighet særlig ut fra forholdene i Christiania (Sundt1867). Engels påviste sykdom og nød i den engelske arbeiderklassen. Den tyske patologen Virchow forsto at helse er politikk fordi de fleste politiske beslutninger får helseeffekter. Helse er mer enn noe annet et uttrykk for hvordan byrder og ressurser er fordelt – og dermed fundamentalt et politisk og fordelingsmessig problem å løse. Virchow formulerte det slik: ”Medisin er samfunnsvitenskap, og politikk er ikke annet enn medisin i stor skala”, det vil si at helse og uhelse bestemmes samfunnsmessig.

Douglas Black-kommisjonen i Storbritannia, en arbeidsgruppe ledet av Black, fikk Townsend and Davidson til å skrive: *Inequalities in Health. The Black Report*, London 1982. Den ble imidlertid skrevet flere år tidligere (men holdt tilbake av Thatcher-regjeringen). Deretter ble det gjennomført en rekke slike undersøkelser i mange land. Erfaringene ble samlet i *The Health Divide* (Whitehead 1992). Townsend hadde allerede i *Poor in Britain* (1978) oppsummert mye av funnene knyttet til helse og sosial ulikhet i Storbritannia på 1960-tallet. Han viste at både morbiditet og mortalitet har en sosial gradient om en måler dette ved utdanningsnivå, inntekt eller yrkesgrupper, eller mellom dem som er i arbeid og dem som er satt utenfor arbeid. Dette er antakelig de viktigste påvisningene av positiv sammenhengen mellom sosial ulikhet og helse i Europa i det forrige århundret. Disse er også påvist for Norge (for eksempel Dahl og Kjærsgaard 1993; Folkehelseinstituttet 2003). De gjelder for begge kjønn og har tiltatt i de 30-40 siste åra, og i Storbritannia i hele etterkrigstida.

Som The Black Report viste, hadde de klassebetingete forskjellene i dødelighet i England i årene etter 1945 tiltatt, i det landet som på

¹⁴ Vi nevner her: Kristofersen 1979, Kristofersen 1985, Borgan og Kristofersen 1986, Dahl og Kjærsgaard 1993, Rognerud og Stensvold 1997, Stensvold et al 1999. I Norge økte for eksempel dødeligheten for ufaglærte arbeidere og lavere funksjonærer i perioden 1960-1985, mens den gikk ned for midlere funksjonærer og betydelig ned for høyere funksjonærer.

¹⁵ *Bedre helse – større forskjeller. En analyse av hvordan inntekt, utdanning og husholdningsstørrelse har påvirket dødeligheten i perioden 1970-77, 1980-87 og 1990-97*, Folkehelseinstituttet, Rapport 2003:1, Oslo 2003.

mange måter var forbildet for den norske velferdsstaten (Hjort 1998). En rekke studier har siden vist at de sosialt betingete forskjeller i sykkelighet og dødelighet har økt de seinere år (Wilkinson 1986, Folkehelseinstituttet 2003). Framveksten av sosial ulikhet og tiltakende polarisering i Europa på slutten av 1970-åra, har etter hvert gjenspeilt seg økende forskjeller i sykkelighet og dødelighet (Bartley et al, 1998), samtidig som sykkeligheten forsterkes av ulikhetsgradene internt i et samfunn (Wilkinson 1996). Dette kommer vi tilbake til i avsnitt 3.4.

Bastante sammenhenger

Betydning av sosial klasse – dårlig økonomi, dårlige boforhold og uheldig livsstil (som ikke er en ubetinget variabel) – har vist sin ”styrke” og hopende funksjon, det vil si at ulike sosiale forhold forsterker hverandre gjensidig negativt (Brevik 1993, KAD 1994, Hagen et al 1994, Evans et al 1994), det vil si at dårlige levekår hoper seg opp og ulike belastninger virker tilbake på hverandre.

At sosioøkonomiske forskjeller i helse er bastante, underbygges av at de synes uavhengig av endring i det *allmenne* sykdomspanorama. Dette og sammensetting av dødsårsaker har endret seg svært mye de siste 100 åra. Men det bemerkelsesverdige er at tvers gjennom all slik endring har de til dels store sosioøkonomisk betingete forskjellene i sykkelighet og dødelighet bestått eller tiltatt (Evans et al 1994). Om bildet endres over tid fra for eksempel å være dominert av tuberkulose til å domineres av kreft, så består forskjellene. Det å tilhøre lav sosial klasse eller å være kjennetegnet ved lav sosial status, øker utsattheten og ervervelsen av nesten alle sykdommer. Det gjelder sjøl blant grupper som ikke er materielt depriverte eller utsatt for fysisk risikofylt arbeidsmiljø, for eksempel blant kontorister på ulike sosiale nivå (Evans et al 1994). Det betyr at vi mindre har å gjøre med sykdomsspesifikke faktorer enn med generelle faktorer, som gjør at det å tilhøre lav sosial klasse øker sjansene for å bli rammet av nesten alle sykdommer.

3.2 Sykelighet og sosioøkonomisk posisjon

3.2.1 Sykelighet målt ved generelle mål for helse

Sosialt betinget ulikhet i helse uavhengig av mål for sosioøkonomisk posisjon og over livsløpet

Vi finner sosioøkonomisk betingete forskjeller i helse uavhengig av ulike mål som nyttes for sosioøkonomisk tilhørighet - om en nytter

inntekt, utdanning, yrkesgruppe, yrkesstatus, klasse eller sammensatte indekser. Inntekt samvarierer positivt med mål for helsetilstand, om en måler ved brutto nasjonalprodukt, nivået på gruppers inntekt og materielle standard eller om en nytter forskjellene mellom inntektsnivåene som mål. Ikke bare er det betydelig forskjell mellom topp og bunn i skårene for enkeltindikatorer. Mønsteret er samtidig gradert, det vil si at helseulikhetene avtar trinnvis når en beveger seg oppover den sosial skalaen (Adler et al 1994, Dahl og Rognerud 1999).

Sosialt betinget ulikhet i helse er veldokumentert og dokumentasjonen øker jevnlig, jevnfør registrering i *Medline*. Sjøl om det allmenne velferdsnivået er høynet, er risikoen for dårlig helse blitt systematisk større for de lavere sosiale lag. Fattigdom og lav sosial status er faktorer som overskygger de fysiologiske variablene når det gjelder forhold som leder til sykdom og død. I midten av 1970-åra konkluderte f.eks Tibblin på grunnlag av kohortundersøkning i Göteborg av menn født 1913 med at de sosiale risikofaktorene var viktigere enn de fysiologiske (Tibblin 1975).

Undersøkelser har vist at sykdomsrisiko og helsefare utvikles gradvis ut gjennom livet og henger også sammen med sosial klasse ved fødsel, jevnfør for eksempel en oppfølgingsstudie av barn i Storbritannia (Lancet 1997). Og det er vist at fattige kår under barndommen fulgt av velstandssøkning, øker risikoen for hjertekarsykdommer (Forsdahl, 1978) – trekk som enkelte også har overført blant annet på overvekts- og hjertekar-problemer hos etterkrigsgenerasjonen i Tyskland, som følge av levекårene under og etter krigen. Og de sosioøkonomisk betingete ulikhetene i helse strekker seg over hele det voksne livsløpet, men er kanskje sterkest i den yrkesaktive fasen (Dahl 1996). Det er summen av levекår gjennom livet som vil ha stor innvirkning på den enkeltes risiko for tidlig død (Smith et al 1997).

Når helseforskningen har vist at ulikheter i helse blir bestemt av sosioøkonomisk ulik eksponering for ulike risikofaktorer over livsløpet, betyr det at årsakene må søkes bakover i tid. Det har blitt pekt på at ulikhetene er underlagt en dynamikk som også gjør det nødvendig med et historisk perspektiv i tilnærmingen til denne problematikken (Machenbach et al 1997). Det gjelder særlig studier av dødelighet, noe svingningene i dødelighet av hjertekarsykdommer i Europa viser på grunn av skiftninger over tid i eksponering for risikofaktorer, for eksempel røyking og fedme (Marmot et al 1978). Og den betydelige sosiale gradienten i hvem som røyker har vært en vesentlig forklaring på sosialøkonomisk betinget dødelighet av hjertekarsykdommer i Norge og nordiske land, mens den sosial gradient for røyking i for eksempel Italia og Spania har vært svært liten.

Internasjonale resultater

I 1997 ble det publisert en stor og interessant studie om sammenhengen mellom morbiditet og mortalitet i 11 europeiske OECD-land (Machenbach et al). Vi kommer tilbake til denne i avsnitt 3.4. En nyttet 4 mål for sykkelighet: *sjølopplevd helsestatus* (perceived general health), *kroniske sykdommer* (chronic conditions), *funksjonshemming* (long-term disability) og *varig helseproblem* (long-standing health problem) for aldersgruppene 25-69 år, samt 3 mål for sosioøkonomisk status, utdanningsnivå, yrkesgruppe og inntekt¹⁶. Undersøkelsen viser at alle landene som inngikk i undersøkelsen utviste de samme sosioøkonomisk betingete ulikheter i helse. Risikoen for sykdom og død var over alt høyeste i de laveste sosioøkonomiske gruppene.

Noenlunde samtidig ble det publisert resultater fra en annen studie av sykkelighet i 7 europeiske land, inkludert Danmark og Sverige på grunnlag av helsedata fra nasjonale surveys 1986-1992. Målene for sykkelighet var de samme som ble benyttet i den ovennevnte studien (Machenbach et al 1997). Sosioøkonomisk posisjon ble operasjonalisert ved yrkesgrupper etter Erikson-Goldthorpe social class scheme (Cavelaars et al 1998).

I alle land fant en lavere prevalens for sykkelighet blant høyere funksjonærer enn blant manuelle arbeidstakere målt ved de fire ulike sykkelighetsmålene. En konkluderer med at sosioøkonomisk betinget sykkelighet målt på denne måten er svært lik i Vest-Europa. Og disse forskjellene er ikke mindre i land med antatt mer egalitær sosialpolitikk, som Sverige og Nederland.

Norske resultater

Slik vi viste innledningsvis, er det også i Norge gjort en del enkeltstudier om sosioøkonomisk betinget ulikhet i helse. For eksempel viste Lavik at tenåringers mentale helse varierte inverst med fedrenes økonomiske status (Lavik 1976). Dalgaard dokumenterte at lavstatuskvinner oftere hadde mentale helseproblemer enn høystatuskvinner (Dalgaard 1980). Elstad påviste at det var vesentlig høyere innslag av kroniske helseproblemer blant menn fra arbeiderklassen sammenliknet med menn i lederstillinger (Elstad 1981, 1985) og Thurmer (1993) dokumenterte at menn med lav økonomisk status hadde større risiko

¹⁶ Ulikheter mellom sosioøkonomiske grupper ble målt ved hjelp av relativ ulikhetsindeks (relative index of inequality) og dissimilarity index. Begge målene kvantifiserer sosioøkonomiske ulikheter.

for hjerte- og karsykdommer enn bedrestilte menn (etter utdanning, yrke og inntekt).

Helseundersøkelsen viser at det er knyttet en betydelig sosial gradient etter en rekke mål for helse, f.eks det internasjonalt mye brukte og pålitelige målet for helse, *egenvurdering av helse*. Egenvurderingen av helsa som dårlig tiltar med fallende allmennutdanningsnivå (St meld nr 16 (2002-2003)). Sannsynligheten for å vurdere helsa si som dårlig/svært dårlig er 5 ganger større når skolegangenes lengde er 9 år sammenliknet med 17 år eller mer, det vil si på høyeste høgskole-/universitetsnivå. (St meld nr 50 (1998-99), side 100). Det foreligger også sosial gradienter med hensyn til konsekvenser av sykdom som smerter og nedsatt aktivitet og i forhold til risikofaktorer som høyt blodtrykk eller høyt kolesterol.

De norske Helse- og Levekårsundersøkelsene viser videre at helse målt ved andel med varig sykdom, antall langvarige syketilfeller og bevegelseshemming også har en sosial gradient. Det samme er tilfellet når en nytter yrkesbakgrunn som sosioøkonomisk mål og bruker for eksempel nedsatt arbeidsevne som mål for helse (St meld nr 50 (1998-99), side 100-101). På grunnlag av Nord-Trøndelags-undersøkelsen har en analysert sjørrapportert helse etter utdanning og yrkesklassifikasjoner. Her finner en imidlertid stort sett mindre forskjeller enn i landet som helhet (Krogstad og Westin 2000 og 2002). Det kan tyde på at disse forskjellene har en særskilt storbydimensjon.

En undersøkelse ved FAFO fra 1993 viste at forholdet mellom andelen med svekket helse var 1:2 mellom indre øst og ytre vest i Oslo (Hagen et al 1994). Videre er det slik at – gitt en viss alder – er sykkeligheten høyere for kvinner enn for menn, og høyere i de lavere sosiale klasser (Hjort og Waaler 1996). NIBRs undersøkelse i Storby i 1991 viste at det var svært store forskjeller i helse blant eldre etter utdanningsnivå. I alderen 70-79 år var det blant personer med utdanning på folkeskolenivå dobbelt så mange som vurderte helsa som dårlig sammenliknet med eldre med *ex.artium*. og fire ganger så mange sammenliknet med høgskole/universitetsnivået. Blant eldre 80 år og over var det dobbelt så mange med dårlig helse blant dem med lavest utdanning sammenliknet med dem med høyere utdanning. Og det var dobbelt så mange som hadde daglige smerter blant eldre 70-79 år med utdanning på folkeskolenivå sammenliknet med dem på universitets-/høgskolenivå (12 mot 5 prosent – Hjort og Waaler 1996/ Brevik 1993).

Betydningen av seleksjon ved død og flytting til eldreinstitusjon gjør imidlertid at en må anta at de sosioøkonomiske ulikhetene i helse

avtar med alder. I aldersgruppen 70-74 år var det således 4 ganger så mange med daglige sterke smerter på laveste som på høyeste utdanningsnivå, mens det blant eldre 80 år og over var dobbelt så mange. Tilsvarende finner vi om helsetilstand måles ved egen-vurdering av helse. Det var 3 ganger så mange som vurderte helsa si som dårlig på laveste som på høyeste utdanningsnivå blant personer 70-74 år.

Det er også påvist betydelige sosioøkonomiske gradienter i forhold til *helserelatert adferd*, målt ved for eksempel kost-, røyke- og mosjonsvaner eller i forhold til overvekt (St meld nr 16 (2002-2003)). I tråd med det viser undersøkelser at sykefraværet blant ufaglærte arbeidere er tre ganger så høyt som på høyeste funksjonærnivå. Og sykdommer med særskilt lav sosial status i behandlingsapparatet er spesielt hyppig i lavere sosiale lag (St meld nr 16 (2002-2003), side 51).

En del av de anførte forklaringene til lavstatusgruppenes dårlig helse, er at disse presses nedover i det sosiale systemet, mens personer med god helse hjelpes oppover.¹⁷ Andre medvirkende årsaker er ulikutsatthet i forhold til en rekke risikofaktorer, både økonomiske, materielle, psykososiale og fysiske. Her er den tiltakende uførepensjoneringen de 20 siste åra antakelig en vesentlig forklaringsfaktor.

3.2.2 Andel uførepensjonerte som mål for ulikhet i helse etter sosioøkonomisk status

Levekårsdata fra 1983 og 1995 tyder på at andelen med helseproblemer har gått ned i den yrkesaktive delen av befolkningen, mens den har gått opp blant de tidligere yrkesaktive i alderen 25-66 år. Økningen i helseproblemer i perioden er særlig knyttet til personer med relativt lav utdanning (St meld nr 50 1998-99, Utjammingsmeldinga, side 101).

Andelen personer som er uførepensjonert eller utenfor arbeidslivet er betydelig, men den er høyst forskjellig alt ut fra tidligere yrke. I 1995 gjaldt det 23 % av menn som hadde vært ufaglærte arbeidere i sin yrkeskarriere, mot 3 % blant høyere funksjonærer. Og utsiktene til for

¹⁷ Hvis det helt ut var slik, ville de observerte sosial ulikhetene i helse kunne reduseres til et resultat av en sosialt lagdelt omfordeling av folk etter helsestatus i utgangspunktet. Slik er det sjølsagt ikke på langt nær, men seleksjonseffektene kan utvilsomt forklare noe av de sosialt betingete forskjellene i observert ulikhet i helse.

eksempel å ha en langvarig sykdom, muskelskjelettsykdom eller psykiske plager var særlig stor blant dem som ikke lenger var i arbeid etter de samme yrkesmessige dimensjonene. For dem i arbeid var det imidlertid vesentlig mindre forskjeller (Dahl 1996).

Det er påvist betydelige forskjeller i risiko for uførepensjonering etter sosioøkonomisk status i flere land, og slike forskjeller er funnet over alt hvor slike sammenhenger er studert (Guberan og Usel 1998, Manson et al 1998). På grunnlag av data fra Helseundersøkelsen i Nord-Trøndelag fant en at aldersjustert relativ uførhet mellom ufaglærte arbeidere og høyere funksjonærer og sjølstendige akademikere forekom i forholdet 3:1. Ved å bruke utdanningsnivå som mål for sosioøkonomisk status, fant en at risikoen for å bli uførepensjonert for menn og kvinner over 50 år med folkeskole var 7.0 og 6.4 ganger så stor for personer med bare folkeskole sammenliknet med dem med høyskole/universitetsutdanning, mens de tilsvarende forskjellene var hhv 2.5 og 1.3 ganger blant personer 50-66 år (Krogstad et al 2002) Det er betydelige forskjeller.

Andelen som er uførepensjonert i ulike yrkesgrupper, varierer svært mye. Blant kvinner 40-66 år var andelen uførepensjonerte blant dem som tidligere hadde arbeidet med for eksempel rengjøring eller servering, jevnt over 3 ganger så høy som blant personer som hadde arbeidet med undervisning. Og blant menn i samme alder var det 4 ganger så mange blant dem som hadde arbeidet i industri/bygg og anlegg som for eksempel blant leger/tannleger (Bjerkedal og Otnes 1996).

3.2.3 Sykelighet etter diagnose og sosial posisjon

Så langt har vi gjort rede for sosioøkonomisk betinget ulikhet i helse ut fra noen generelle mål for sykelighet. Vi vil også vise hvordan helsetilstand kan variere betinget av de samme mål for sosioøkonomisk posisjon når vi nytter spesifikke mål, som type sykdom/sykdomsgrupper spesifisert som *diagnoser*.

I St meld nr 50 (2002-2003), *Resept for et sunnere Norge*, peker en på de sosiale gradientene knyttet til sykelighet og til sentrale diagnosegrupper som hjertekarsykdommer, noen krefttyper, psykiske lidelse, overvekt og helserelatert adferd som røyke-, kostholds- og mosjonsvaner.

Vi vet, og skal vise, at Oslo utviser betydelige sosioøkonomiske betingete ulikheter i dødelighet. Hva vet vi så om tilsvarende sammenhenger når det gjelder ulike mål for sykelighet, for eksempel etter type

sykdom? Data fra 40-årig-undersøkelsen av risikofaktorer for hjertekarsykdommer i den alderen i regi av Oslo Helseråd for årene 1985-1988 viste en klar sosialt betinget fordeling, uttrykt ved en øst-vest-gradient for begge kjønn for risikofaktorer som røyking, kroppsmasseindeks, inaktivitet, kolesterolverdi, og blodtrykk. Og prevalens for diabetes og blodtrykksbehandling for begge kjønn var dobbelt så stor i Oslo Indre øst som i Ytre vest (Jenum et al 1998). Undersøkelsen viser at alle risikofaktorer stort sett har en klar øst-vest-gradient for begge kjønn.

I følge de norske Helseundersøkelsene (1985, 1995) er *muskel- og skjelettlidelsene* og lettere *psykiske plager* de to lidelsene som kvinner i stor grad ”lever med”. Andelen i alderen 16-79 år som har symptom på nervøse lidelser er jevnt over fire ganger større blant lavinntektsgruppene sammenliknet med høyinntektsgruppene. Det er også tilsvarende betydelige forskjeller i forhold til sykdommer i muskel- og skjelettsystem. Og lavinntektsgruppene rapporterer for eksempel om lag fem ganger så ofte hyppige *symptomer på nervøse lidelser* som høyinntektsgruppene (St meld nr 50 (1998-99), Utjanningsmeldinga, kapittel 4.9).

Lenge har det vært slik at det sosioøkonomiske betingete omfanget av hjerte-karsykdommer har stått for en betydelig del av ulikhet i levealder etter sosial klasse, særlig i Norge og Skandinavia. Norske undersøkelser har vist at hyppigheten i hjertekarsykdommer blant dem med lavest inntekt er flere ganger større sett i forhold til grupper med høyt inntekt. Andelen i alderen 16-79 år som har hjerte- og karsykdommer er for eksempel 3 ganger større blant lavinntektsgruppene sammenliknet med høyinntektsgruppene (St meld nr 50 (1998-99), Utjanningsmeldinga).

Svenske data fra 1990-åra (1988-92) viser blant annet 50 prosent høyere innslag av lungekreft blant arbeiderkvinner enn blant kvinner i tjenesteytende yrker 20-64 år og 100 prosent høyere for menn. Også lengden av enkelte sykdomsforløp synes betinget av sosioøkonomisk status, idet for eksempel personer med utdanning på universitetsnivå kan vente å leve halvannet år lenger etter en kreftdiagnose enn personer med kun grunnskole, korrigert for type kreft, alder og tidspunkt for diagnose (St meld nr 50 (2002-2003)).

Dersom det er slik at enkelte sykdommer utviser systematisk samvariasjon med ulikheter i sosioøkonomisk status og derigjennom ulikheter i levekår, sannsynliggjøres samtidig betydningen av slike forhold for å erverve slik sykdom.

Om lag hver sjuende person i befolkningen over 75 år rammes av demens. Det er beregnet at i dag har 50-60 000 nordmenn demens, hvorav de fleste er over 65 år (Waalder 2000, Engedal 2000). Omtrent halvparten av disse bor utenfor institusjon (Innsyn og utsyn, SSB 1999). Undersøkelser kan tyde på at ca 70 prosent av sykehjems-pasientene har aldersdemens (Den norske lægeforening 2001).¹⁸ Det er i norske undersøkelser imidlertid ikke påvist forskjell mellom samfunnslag når det gjelder forekomst av aldersdemens.

Det er få sykdommer i eldre år som har så store konsekvenser som demenssykdommene. Demente pasienter trenger ofte kvalifisert hjelp og tilsyn for å kunne leve med sin sykdom, og i et langt komment stadium trenger de pleie og heldøgns omsorg. Romøren har vist at det som kjennetegner funksjonstap blant demente er at de oftere enn andre befinner seg i de mest pleietrengende og langvarige forløpene (Romøren 2001). Omfanget av personer med demens vil derfor legge betydelige føringer på hva som fordres av offentlig omsorgsarbeid blant eldre i årene framover. Vi viser her til i avsnitt 4.4, om levetid med funksjonstap.

Og sykdommene *MS* og *Reumatoid artritt* (leddgikt) – lett diagnostiserbare sykdommer – med godt avklarte krav til behandling og omsorgstjenester, er imidlertid uten velkjent sosial profil (Brekke et al 1998). Andel leddgiktpasienter i yrkesaktiv alder som er i arbeid, varierer for eksempel lite mellom forskjeller i yrkesbakgrunn, mens en viss sosioøkonomisk gradient gjør seg gjeldende i forhold til utdanningsnivå. Prevalens av Reumatoid artritt utviser ingen sosial gradient i Oslo. Men det er imidlertid hevdet at sosioøkonomisk status er en viktig prediktor for utfallet av denne diagnosen (Kvien 1991).

3.3 Dødelighet og sosioøkonomisk posisjon

3.3.1 Generelt om dødelighet og sosial posisjon

Som nevnt innledningsvis er aldersstandardisert dødelighet (definert som antall døde per 100.000 per år) er ett av de mest brukte mål for

¹⁸ En har ikke gjennomført landsdekkende undersøkelser av omfang og type demens blant personer i eldre institusjoner i Norge, derfor er anslagene noe usikre. Det er imidlertid på det rene at det er mange demente i disse institusjonene. ”Det sies at 70-90 prosent av dagens sykehjemsbeboere har lett, moderat eller alvorlig demens – dette på grunnlag av en enkel, men validert demensskala, ikke grundig diagnostikk” (Sælle 2002).

helsetilstanden i en befolkning. Og dødelighet er antakelig det mest bastante generelle målet for helse eller uhelse i en befolkning, i den forstand at det kan betraktes som et samlemål for helse og hvordan levekårene har artet seg over livsløpet. Dødelighet eller levealder nyttes ofte som overordnede internasjonale mål for allmenn helse-tilstand i en nasjonal befolkning og som et overordnet mål for levekår og den enkelte nasjons nivå i utvikling i forhold til dette. Den (tidligere) høye levealderen i de skandinaviske landene ble utlagt både som uttrykk for at folkehelsen var god og at levekårene jevnt over var gode i disse landene, det vil si at de la til rette for god helse.

Vi har så langt vist at det er betydelig positiv sammenheng mellom helsetilstand ut fra ulike mål og befolkningsgruppers sosioøkonomiske posisjon. Således er det rimelig å anta at det vil foreligge tilsvarende sammenhenger i forhold til dødelighet.

Whitehall-studien fra England viste en jevn sammenheng mellom lønnstrinn og dødelighet. Ekspedisjonssjefen levde lenger enn byrå-sjefen og så videre, helt ned til de lavere funksjonærer. Det er de helsefremmende faktorene her som i det norske materialet (Føkehelse-instituttet 2003, se nedenfor) - som forklarer det meste av forskjellene. Det vil si at de som kommer bra ut, kommer enda bedre ut, for eksempel økonomisk. Og slike goder/fordeler kan det på en måte ikke bli nok av. Potensialet for sosioøkonomisk betinget bedring i helse er antakelig svært stort.

Det har lenge vært etablert kunnskap at tidlig død er knyttet til ufordelaktige levekår. Det gjelder både i vårt og andre vestlige industrisamfunn (Towsend og Davidson 1982, Smith 1996). Internasjonalt er det påvist tiltakende ulikheter i dødelighet etter sosio-økonomisk posisjon de 30 siste åra (Towsend et al 1972, Marmot et al 1986, Pappas et al 1996). Det er således betydelige forskjeller i levealder mellom sosiale grupper også i rike land og i Norden (Marmot 1995, Valkonen 1989, Vågerø og Lundberg 1995). Svenske forskningsresultater basert på nasjonale undersøkelser, har vist at dødelighetsratene systematisk følger utdanningsnivået for alle aldersgrupper og for begge kjønn (St meld nr 50 (1998-99), side 100).

I Norge er det for hele befolkningen, (kvinner og menn) under ett, 3 års forskjell i levealder mellom personer på laveste sammenliknet med dem på høyeste allmennutdanningsnivå (Dahl 2002). For perioden 1960-1990 har det blitt påvist betydelige forskjeller i dødelighet i Norge mellom yrkesklassegrupper blant menn 30-64 år Norge (Borgan 1996). Men forskjellene mellom dem i og utenfor arbeid var større enn mellom ulike yrkesgrupper. Og en undersøkelse om

dødelighet i alderen 50-69 år i Oslo viser at ufaglærte arbeidere hadde høyere dødelighet enn høyere funksjonærer. For kvinner i denne aldersgruppen var risikoen for å dø 1.6 og for menn 1.9 ganger høyere i førstnevnte sammenliknet med sistnevnte yrkesgruppe. For menn er ulikhetene påfallende like med dem en har funnet i England og Wales (Institutt for allmenn- og sosialmedisin UiO, Oslo 1999).

Store og tiltakende ulikheter i dødelighet etter sosioøkonomisk posisjon i Norge

Disse enkeltstudiene viser at det er betydelige forskjeller i dødelighet etter sosioøkonomisk posisjon. Dette er for Norges vedkommende undersøkt grundig ved hjelp av data på riksnivå. I en studie ved Folkehelseinstituttet av sammenhengen mellom sosioøkonomisk status og helseulikheter målt ved dødelighet, har en nyttet aldersstandardisert dødelighet over en 7-års-periode for dem som var aldersgruppen 45-59 år i 1970-77, 1980-87 og 1990-97. Dødeligheten for både kvinner og menn utviste en klar sosial gradient. Jo høyere utdanning desto lavere dødelighetsrater. Særlig gjaldt dette for menn. Menn i lavutdanningsgruppen hadde jevnt over dobbelt så høy dødelighet som høyutdanningsgruppen. Forskjellen er enda større – 2.5 ganger – når en nytter inntekt som mål for sosioøkonomisk posisjon (Folkehelseinstituttet 2003). Riktignok har alle utdannings- og inntektsgrupper i landet forbedret sin helse i perioden 1970-1997, men høystatusgruppene har økt sin relativt mest slik at forskjellene var større i 1990 enn i 1970. Menn i lavere inntektsgrupper hadde svært liten helseforbedring i løpet av disse 30 åra, mens høyinntektsgruppene doblet sin relativt sett og plasserte seg på kvinnes nivå for 1970. En finner imidlertid at kvinners helse er betydelig mindre påvirket av sosioøkonomiske forhold enn menns. For øvrig er dødeligheten høyere i grupper med lavest inntekt enn i grupper med lavest utdanning både i 1970, 1980 og 1990.

Resultatene fra denne undersøkelsen viser etter vår vurdering at det er *god helse* som trenger til forklaring, hvis det biologiske forløpet tilsier raskt forfall. Det betyr at det eksisterer sosiale og individuelle faktorer som gjør at noen mer enn andre holder seg friske. Når en har identifisert disse, har en samtidig antakelig funnet dem som hindrer raskt forfall.

Videre viser undersøkelsen at svak helseforbedring i lavinntektsgruppene er vesentlig knyttet til personer som lever som enslige, og at dette forklarer en god del av tiltakende relativ helselikheter mellom sosiale grupper i Norge, siden andelen enslige har økt svært mye de 30

siste åra. Det er for så vidt vel kjent at enslige i Norge lenge har hatt overdødelighet i forhold til personer i parforhold.

Også når en nyttet indeks for relativ ulikhet¹⁹ viste dette målet at den sosioøkonomiske ulikheten for menn, målt både ved utdanning og inntekt, tiltok i perioden fra 1980 til 1990, særlig etter inntekt. Etter utdanning økte indeksen fra 2.1 i 1980 til 2.8 i 1990 og etter inntekt fra 1.5 til 3.9. Denne effekten dempes imidlertid noe når en korrigerer for endring i inntektsfordeling mellom by og land i perioden (Folkehelseinstituttet 2003, kapittel 3.5). For kvinner var utviklingen i ulikhet i dødelighet langt mindre. Dette er resultater vi vil ha in mente når vi i avsnitt 4.2 skal drøfte sosioøkonomisk betinget ulikhet i tap av adl-funksjoner og behov for omsorgstjenester blant kvinner, som jevnt over ”lever med” sine helseproblemer (avsnitt 4.4).

Sjøl om de færreste lever i materiell nød i dagens Norge, er likevel helse svært ulikt fordelt sosialt. I rapporten drøftes en rekke mulige årsaker til at det er slik. En peker blant annet på stress og psykiske påkjenninger (og viser for eksempel til Elstad 1998, Stansfield et al 1999) og plager knyttet til angst og depresjon, der symptomer på det siste var dobbelt så høy i gruppen med lav som i gruppen med høy utdanning (Rognerud et al 2002). Samtidig er det sannsynlig at nærmiljøet er av betydning (Rognerud og Stensvold (red) 1998).

Tiltakende selektert rekruttering til lavinntektsgruppene

Forskjellen i dødelighet mellom fjerdedelen med lavest og høyest inntekt økte betydelig fra 1980 til 1990. Det kan imidlertid ha sammenheng med seleksjon til begge gruppene, idet lavinntektsgruppene og høyinntektsgruppene gradvis har fått et større innslag av personer som vi vet jevnt over har dårlig og god helse. Økningen i antall enslige personer med generelt dårlig helse og høy dødelighet, har som nevnt, antakelig bidratt til at lavinntektsgruppene i liten grad har bedret sin helse de 20-30 siste åra (Folkehelseinstituttet 2003). Det har sannsynligvis funnet sted en marginalisering av lavstatusgrupper over tid (Folkehelseinstituttet 2003, kapittel 4).²⁰

¹⁹ I rapporten er relative helserisikoer målt ved *Cox proportional hazards*-modellen med bruk av referanse kategorier og med indeks for relativ ulikhet (*RII-score*). Denne metoden korrigerer for endringer i ulike gruppers størrelse over tid, for eksempel utdanningsgrupper, og er nyttet til å beskrive utviklingen i dødelighetsforskjeller over tid.

²⁰ Det kan være en mulig forklaring på at Mackenbach et al fant relativt større dødelighetsforskjeller etter utdanningsnivå i Norge (og Sverige) enn i andre europeiske land, med unntak av Frankrike.

Sammenlikninger mellom ulike studier viser forøvrig at dødeligheten blant dem som er satt utenfor arbeidslivet, er av stor betydning for måling av dødelighet, det vil si at disse gruppene har særlig høy dødelighet (Machenbach et al 1997, side 1658). Det at forskjellene i dødelighet avtar med alder, forklares blant annet med den såkalte dreneringseffekten, det vil si at en helserelatert seleksjon ut av arbeid for personer med lav økonomisk status (Andersen og Grimsmo 1997, Westin 1990). Det siste er godt dokumentert i Dahl 1996.

Det er allment kjent at det å være inkludert og å være verdsatt i et fellesskap antakelig er av vesentlig betydning for å opprettholde motstandskraft og livsmot. På grunn av tiltakende trygding er det antakelig et økende antall mennesker som mer enn for noen tiår siden føler seg lite verdsatt. Og den som opplever lite verdsetting fra andre, kan ende opp med å verdsette seg sjøl lite. Og følelsen av å være taper kan virke mer helseskadelig i et land som Norge enn i andre land, siden vi har høy sosial mobilitet, samtidig som kontrollen over egen livssituasjon er mindre når en er trygdet. Det kan være en vesentlig del av forklaringen på den observerte veksten i sosioøkonomisk betingete ulikhet i sykkelighet og dødelighet, der *ulikhetene* mellom samfunnsmedlemmene *i seg sjøl* anføres som en viktig forklaring, slik det går fram av en rekke internasjonale økologiske studier (Wilkinson 1992, Shouls et al 1996, Kaplan 1997, Wilson og Daily 1997). Dette kommer vi spesifikt tilbake til i avsnitt 3.4.

3.3.2 Dødelighet og levealder i Oslo

De større byene, og særlig Oslo, er kjennetegnet ved betydelige sosioøkonomisk betingete ulikhet i befolkningens helsetilstand, spesielt blant eldre. Dette gir seg i en by som Oslo betydelige utslag mellom bydelene målt ved dødelighet og levealder.

Det har imidlertid vært en viss uenighet om hvorvidt det er egenskaper ved individene eller egenskaper ved sjølve stedet som fører til forskjeller i sykkelighet og dødelighet, for eksempel mellom østlige eller vestlige bydeler i storby. For Oslo har det blitt hevdet at steds-egenskapene har sjølstendig effekt (St meld nr 14 (1994-95)), det vil si at konsentrasjon av mennesker med problemer forsterker de samme problemene. Engelsk forskning har imidlertid vist at det først og fremst er de sosioøkonomiske kjennetegn ved individene, og ikke stedet, som fører til for eksempel økt dødelighet i depriverte områder (Slogger og Joshi 1994). Andre undersøkelser finner imidlertid at egenskaper ved bydelen/området spiller en viss, men mindre rolle, f.eks for utsatthet for kroniske sykdommer (Shouls et al 1996).

Det sosioøkonomiske aspektet ved dødelighet i Oslo er vist gjennom forskjeller i dødelighet mellom yrkesgrupper (Kristofersen 1987). I Oslo er det også betydelig forskjeller mellom typiske øst- og vestkant-bydeler innen samme yrkesgruppe (Kristofersen 1989). Videre er det vist at i de yngre årsklassene i Oslo-befolkningen, har menn med lav sosial status dobbelt så høy dødelighet som menn med høy status (St meld nr 16 (2002-2003)). Og når en sammenlikner dødeligheten i geografiske områder hvor befolkningen stort sett faller i sosiale yttergrupper, finner en at *”øvre sosiale lag stort sett har halvparten så stor dødelighet som den laveste”* (Hjort og Waaler i Hurlen og Nordhagen 1996, s. 152) i det en viser til dødelighetsforskjeller 1990-93 mellom Oslo Indre øst og Oslo ytre vest.

Resultater

Om vi tar for oss menns levealder i Oslo Indre Øst og Oslo Indre Vest i perioden 1930-1995, levde menn i øst 3.2. år lenger i vest 1930-39, 3.3 år i 1971-80 og 4.6 år i 1991-95. Forskjellene i dødelighet for menn mellom Oslo Indre øst og ytre vest økte i perioden 1970-95 (Gjestland og Moen 1988, Rognerud og Stensvold 1997).

Den aldersjusterte dødeligheten i aldersgruppa 20-74 år var for årene 1991-94 for menn og kvinner respektive 3.3 og 2.1. ganger høyere i bydelene Sagene-Torshov og Grünerløkka-Sofienberg enn i Vindern bydel. Og forskjellen i forventet levealder mellom bydeler i Oslo ytre vest og Oslo indre øst var da 8 år for menn (Rognerud og Stensvold 1997). Det er høyere enn for noen annen kommune eller bydel i Norge (Barstad 1997). Dødelighetsforskjellene i Oslo er antakelig større enn i andre nordiske storbyer (Stadslægen og Københavns Sundhetsvesen 1996, Malmø stad 1996). Forskjellene i dødelighet mellom bydelene i Oslo er på nivå mellom rike og fattige områder i USA og England (Cairstairs 1995, Wilkinson 1994, Feinstein 1993). Siden 1975 har forskjellene dødeligheten mellom Oslo og resten av landet holdt seg konstant for menn, men har tiltatt for kvinner (Jennum 1997 i Rognerud og Stensvold 1997).

Maksimum forskjell i forventet levealder blant menn mellom Oslos bydeler var i 1991-95 12 år (67.6 år og 79.7 år), og for kvinner 7 år (75.5 år og 82.3 år). Og mellom *grupper* av bydeler, Indre øst versus Ytre vest, 7 år for menn og 5 år for kvinner. I Indre øst dør menn jevnt over før fylt 70 år, mens de i ytre vest dør rundt fylte 76 år. For kvinnene er tilsvarende gjennomsnitt rundt 76 år og 81 år.

Vi legger her merke til at hoveddel av dødsfallene både blant menn og kvinner i Oslo indre øst finner sted før de mer markante konsekvensene av aldring vanligvis gjør seg gjeldene, i sin alminnelighet noe

etter fylt 80 år. Mens en god del i ytre vest dør etter fylt 80 år, særlig blant kvinnene, det vil si når konsekvensene av aldring setter inn (jevnfør Romøren 2001). Disse store forskjellene i levealder mellom sosioøkonomiske grupper, er som vi tidligere har vist, bekreftet av de landsomfattende data (Folkehelseinstituttet 2003).

Oslo, vår eneste storby og hovedstad, hvor sosialdemokratiet har hatt betydelig politisk innflytelse over tid, og hvor likhet har vært det rådende *ideologisk* ideal over decennier, utviser store forskjeller i levekår og tilsvarende ulikheter i levealder. Likevel er ikke sammenhengene mellom slike forhold og for eksempel dødelighet tilstrekkelig avklart (Smith 1996). Og forskjeller i dødelighet mellom bydeler i Oslo har for øvrig ikke endret seg på 100 år (Gjestland og Moen 1988), ja til og med økt i de seinere årene (Rognerud og Stensvold 1998). Det synes ikke å ha skjedd noen vesentlig utjevning i helse mellom Oslo øst og vest i det århundret som gikk. Levealdersforskjeller mellom Oslo indre øst og Oslo ytre vest, er større enn mellom Sogn og Fjordane og Finnmark. Det samme er ulikhetene i sykdomsrisiko. Levealderen for personer i Oslo Indre Øst kan sammenliknes med Albania, Kroatia og Georgia (Rognerud et al 1999). Så lenge forskjellene i livsstil og sykdomsrisiko - og de forhold som ligger til grunn for det - er så vidt store, vil forskjellene i dødelighet måtte bestå. Men disse ulikhetene kan på langt nær forklare hele forskjellen (Hjort 1998, Thelle 1998). Usunn livsstil og bosted er imidlertid også i siste instans mye et spørsmål om hvor en er havnet sosialt, for eksempel utdannings- og inntektsmessig. Det vil ikke være nok å satse på sunnere livsstil, forebyggende helsearbeid og bedre fysisk miljø, slik for eksempel noen medisinerer hevder.

3.3.3 Dødsårsaker og sosioøkonomiske posisjon

I de industrialiserte land har hjerte- og karsykdommene og kreft vært dominerende dødsårsaker. Hjertekarsykdommene er dominerende dødsårsaksgruppe etter fylt 70 år i Norge. Den førstnevnte sykdomsgruppen har hos oss hatt en klar sosial gradient, mens den samlede dødeligheten av kreft utviser mindre sosiale forskjeller (Valkonen 1989, Vågerø og Lundberg 1995).

Men sosioøkonomiske ressurser er imidlertid gunstige for kreft-overlevelse (Køgevinas et al 1991). Det er imidlertid knyttet betydelig usikkerhet med hensyn til sosiale forskjeller i overlevelse av kreft. Men en norsk studie har for flere krefttyper påvist at overlevelsen bedres med høyere utdanning (Kravdal 1999). Samtidig går det fram at grupper med høy normaldødelighet har dårligere utsikter etter

kreftdiagnose. Utenlandske studier har imidlertid påvist sosial gradient for død av kreft²¹. Disse undersøkelsene tyder på at sosioøkonomisk posisjon også er av betydning for å få og dø av kreft.

Svenske undersøkelser viser om lag 100 prosent høyere dødsrisiko av iscemiske hjertesykdommer blant arbeidere versus personer i tjenesteytende yrker for begge kjønn i gruppen 20-64 år, og det samme for alkoholrelaterte skader (EpC/Sosialstyrelsen 1997). Det er videre vist at 70 prosent av forskjellene i dødelighet som følge av hjerteinfarkt mellom bydeler i Oslo kan forklares ut fra sosioøkonomiske forhold som ulikheter i utdannings- og inntektsnivå (Jenum 2001). Og sammenhengene er sterke, mellom 0,7 og 0,8 for utdanning og 0,8 for inntekt for begge kjønn, der 1,0 på en skala fra 0-1, betyr totalt samsvar.

Men det er som tidligere nevnt, se avsnitt 3.2.1, er det nødvendig med et historisk perspektiv i tilnærmingen til denne problematikken (Machenbach et al 1997), slik det går fram av svingningene i dødelighet av hjertekarsykdommer i Europa. Således har betydningen av den sosiale gradienten for risikofaktorer, for eksempel røyking, hatt varierende forklaringskraft over tid (jevnfør overdødeligheten av hjerteinfarkt i øvre sosiale sjikt i Norge i 1960-åra) og mellom ulike land, for eksempel mellom Norden og enkelte Middelhavsland.

3.4 Nærmere om sosioøkonomisk betinget ulikhet i helse og dødelighet

Studier fra en rekke europeiske land (Feinstein 1993, Mackenbach 1997) viser at sosialt betingete forskjeller i helse har tiltatt de 30-40 siste åra, uavhengig av den allmenne høyningen av levealderen i de samme land. Dette har også vært tilfellet i likhetsorienterte demokratiske - også sosialdemokratiske velferdsstater - som i øvrige land, og de avviker ikke vesentlig fra det generelle bildet. Samtidig har de sosiale ulikhetene i seg sjøl blitt større og omfatter flere. Det vil si at det *kvantitativt* har blitt flere med dårlig helse og flere som lever kortere.

I en sammenliknende studie i 11 europeiske OECD-land (Mackenbach et al 1997)²² fant en at risikoen for sykdom og død var høyest blant

²¹ Menn i Barcelona minsker sin kreftmortalitet med tiltakende utdanningsnivå, mens resultatene for kvinner var mer varierende etter krefttype (Fernandez og Borell 1997) Noe tilsvarende er funnet i en italiensk studie fra Geova (Fontana et al 1998).

personer med lav inntekt, kortest utdanning og i manuelle yrker. En finner uventet og tiltakende sosial betingete helseforskjell i land med skandinavisk velferdsmodell og uttalt stor sosial likhet. De helsemessige forskjellene mellom sosiale lag, mellom høy- og lavstatusgruppene, er størst i Sverige, Norge, Danmark og dels Nederland, mens Frankrike utviser størst forskjeller i dødelighet. De relative forskjellene mellom de som kom best og dårligst ut, var størst i Sverige og Norge. Bare en mindre del av overdødeligheten i lavere sosial lag kan forklares ved såkalt "uheldig livsstil" (Marmot 1986). Når forskjellene følger sosiale mønstre, kan det heller ikke være individuell livsstil som ligger til grunn (St meld nr 16 (2002-2003), side 47). Sosialt stress knyttet til det å måtte leve på bunnen i samfunnets sosiale hierarki, kan muligens stå for vesentlig deler av den uforklarte resten (Evans 1994, Melhorn 1994).

Det finnes imidlertid ikke norsk materiale som kan avkrefte eller bekrefte de store sosioøkonomisk betingete helseforskjellene i Norge slik det går fram av nevnte store sammenliknende undersøkelsen fra vesteuropeiske land (Mackenbach et al 1997).

Flere økologiske (stedsbegrensete) studier har vist at samfunn med mindre inntektsforskjeller og med større sosialt samhold utviser mindre helseforskjeller (Wilkinson 1992, Lynch et al 2001). Og etter hvert har flere amerikanske og engelske studier på 1990-tallet tatt opp det *relative eller kontekstuelle aspektet* ved sosialt betinget ulikhet i helse. Her framheves at ulikhetene i helse er mer avhengig av folks *relative* inntekt og sosiale status i samfunnet enn av det absolutte nivå i levestandard. Det er ikke mellom stater i USA med forskjeller i gjennomsnittsinntekt, men i stater med størst absolutt inntektsulikhet at vi finner størst dødelighetsforskjeller (Kaplan 1997). Dess større forskjellen er mellom rike og fattige i en stat, dess større er forskjellen i levealder mellom dem. Det er graden av økonomisk ulikhet mellom folk i en og samme stat, mer enn de fattiges absolutte inntektsnivå som synes å være avgjørende (Kennedy et al 1996). Tilsvarende har en funnet i Chicago by. Det er graden av inntektsulikhet mellom ulike deler av byen, som mest predikerer forskjeller i levealder (Wilson og Daly 1997). Også data fra Storbritannia viser at dess mer velstående et område er, dess større konsekvenser for helsen har det å være fattig (Shouls et al 1996).

²² Nederlandske forskere i regi av en EU-arbeidsgruppe har kartlagt sosialt betingete helseforskjeller i 11 europeiske land (publisert i *Lancet* i 1997). De nyttet faktorene: *sjølopplevd generell helsestatus, kroniske sykdommer, funksjonshemming og vedvarende helseproblem*.

De *psykologiske* faktorene synes å være av vesentlig betydning. Det å oppleve seg som *annerledes* enn omgivelsene, med færre ressurser og muligheter, er i seg sjøl en belastning som kan gi seg utslag i uhelse og tidlig død (Shouls et al 1996). Det kan hevdes at det er depresjon, usikkerhet og sosial isolasjon som følger av *relativ* fattigdom (nyfattigdom) som mest forklarer helseforskjeller, uhelse og kort levetid (Wilkinson 1992). Og forventet lav levealder synes i seg sjøl psykologisk å være en risikofaktor, som kan forsterke – rent ubevisst – mer spesifikke egne årsaksfaktorer. En synes med andre ord fanget i en slags determinerende ond sirkel.

Resultater fra nyere internasjonal forskning kan tyde på at vi har å gjøre med betydelige negative sosiale stress effekter for dem nederst i hierarkiet, for eksempel for de etter hvert mange om helt eller delvis er henvist til å leve av offentlige stønader i en setting der en voksende middelklasse setter standarden. Å bli verdsatt i fellesskap er en viktig forutsetning for motstandskraft og livsmot. Å bli trygdet kan neppe oppleves som verdsetting. Lite verdsetting fra andre, kan – som nevnt – svekke egenverdet og sjølbildet, med konsekvenser for helse. Kontroll over eget liv er en viktig helsemessig faktor. Følelsen av å bli kontrollert, for eksempel gjennom tildelte trygdemidler, kan igjen svekke opplevelsen av personlig frihet, jevnfør for øvrig drøftingen av seleksjon til lavstatusgruppene som forklaring på tiltakende sosioøkonomisk ulikhet i dødelighet i Norge i perioden 1970-1997, avsnitt 3.3.

Vi vil konkludere denne oversikten med at det er ikke graden av allmenn velstand som synes å bety mest for folkehelsen i moderne samfunn, men hvordan den er *fordelt* mellom individene. Fordeling av helse gjenspeiler hvordan samfunnet er organisert og hvordan belastninger og positive ressurser er fordelt. Det innebærer at bedring av helse i de lavere sosiale lag er betinget av en jevnere fordeling av goder og ulemper, framfor alt gjennom arbeid og inntekt. Samtidig viser disse resultatene at de sosialpsykologiske substrata på gruppenivå synes å ha vesentlig betydning for nye former for sosialt betinget ulikhet i helse og dødelighet.

Avslutningsvis vil vi peke på at sjøl om det allmenne velferdsnivået i mange land er høyt, synes risikoen for dårlig helse å ha tiltatt i de lavere sosiale lag i de seinere åra. Slik vi har vist, er det også i Norge betydelige forskjeller i helse mellom sosiale grupper. De fortsatt store sosioøkonomisk betingete ulikhetene i helse – slik internasjonal forskning og foreliggende utredning viser foreligger – kan synes å framstå som et paradoks sett på bakgrunn av konstant økonomisk vekst de 40

siste åra, utbygde velferdsordninger, prinsipp om tilbudslikhet i helse- og legetjenester og utbredt oppfatning av allmenn sosial likhet.

Den sittende regjering i Norge betrakter det som et rettferdighetsproblem når mennesker med lav sosial status, få goder og få ressurser i tillegg er mer belastet med smerte, sykdom, nedsatt funksjonsevne og forkortet levealder (jevnfør St meld nr 16 (2002-2003) side 47). Og når helsemessige ulikheter i det moderne samfunn er mer knyttet til store inntektsmessige forskjeller enn lav inntekt og fattigdom isolert sett, vil inntektsutjevning sannsynligvis være det mest relevante tiltaket for å bedre folkehelsen (Wilkinson 1997a og b, Fiscella et al 1997). Men sjøl om undersøkelser viser at helseulikhetene har tiltatt i godt utbygde velferdsstater etter skandinavisk modell, hevder flere forskere at velferdsstatens intervensjoner reduserer effekten av sosioøkonomisk betingete ulikheter (Esping-Andersen 1990 og 1993, Hamnett 1996, Musterd og Ostendorf 1998).

3.5 Drøfting av sosioøkonomisk betinget variasjon i sykkelighet og dødelighet

3.5.1 Sykelighet

Dersom det er slik at enkelte mål for sykkelighet utviser systematisk samvariasjon med ulikheter i sosioøkonomisk posisjon og derigjennom ulikheter i levekår, sannsynliggjøres samtidig betydningen av slike forhold for å erverve slik sykdom. Vi har vist at det jevnt over er slik – uavhengig av mål som brukes – om det er utdanning, inntekt, yrkesgruppe, yrkesstatus eller klasse. Og det er betydelige forskjeller mellom topp og bunn i skåren på de enkelte målene for helsetilstand, samtidig som skårene kan være graderte.

De sosioøkonomisk betingete ulikhetene i helse synes å finnes på tvers av landegrenser og uavhengig av velferdsnivå i det enkelte land og er bestemt av utsatthet for sosioøkonomisk betingete risikofaktorer over livsløpet som er viktigere enn de fysiologiske. Dette understreker at samfunnsforhold over tid har stor innvirkning på helsetilstand. Og det er etablert solid kunnskap om samvariasjon mellom sosioøkonomisk posisjon og variasjon i helsetilstand målt ved en rekke ulike enkeltmål.

På den annen side er det i pleie- og omsorgssammenheng viktig å notere at sentrale diagnoser med avklarte og betydelige krav til pleie- og omsorgstjenester som aldersdemens, hjerneslag, reumatoid artritt

(leddgikt) og MS ikke synes å framstå med noen sosioøkonomisk uttalt profil I eldreomsorgssammenheng er dette vesentlig å merke seg.

Helsetilstand er imidlertid ikke målt ved ett, men ved en rekke enkeltmål. På den ene sid er det slik vi har vist, ofte nyttet *generelle mål* for helse av ulik karakter, som for eksempel måler helseproblemer av mer langvarig ('varig helseproblem'), eller umiddelbar karakter ('daglige smerter'), eller målene er subjektive ('egenvurdering av helse'), eller mer objektive ("funksjonshemming", "kronisk sykdom"), eller de kan være relatert til arbeidsevne og arbeidsførhet ("nedsatt arbeidsevne", "syketilfeller" eller "uførhet"). De siste er relevante mål for helsetilstand, men ikke like ofte umiddelbart bare knyttet til sykkelighet. Videre varierer skåren på slike mål igjen med kjønn, alder og om en er i eller utenfor arbeid.

Videre viser vår gjennomgang at vi i tillegg opererer med en rekke spesifikke mål for helse. På den ene siden nyttes sykdom/plager/lidelser/lyter/symptomer, somatiske og psykiske, klare og diffuse. På den andre siden, benyttes en rekke risikofaktorer, for eksempel risiko knyttet til helserelatert adferd (røyke-, kostholds-, alkohol- og mosjonsvaner) og biologiske risikofaktorer (blodtrykk, kolesterol, overvekt). Det understreker på nytt bredden i hva vi forstår med helse og uhelse.

Det foreligger ikke konsensus om hvilket eller hvilke mål som best måler helsetilstand, eller hvilke kombinasjoner av mål som gjør det. Egenvurdering av helse – altså et subjektivt mål – er blant annet vurdert til å være et svært godt samlemål for helse og stemmer ofte svært bra overens med det en kan finne ved klinisk observasjon. Spørsmålet som vi ikke har funnet svar på, er imidlertid om det kan etableres et samlemål for helse som er statistisk pålitelig og som kan erstatte den proxy for sykkelighet som dødelighet er. Eller må vi fortsette å nytte dødelighet som et indirekte mål for helse i mangel av noe bedre?

Eller er det slik at helsebegrepet og det vi benevner som helse og helsetilstand, er noe som i sitt vesen er "bredspektret" med mange ulike delaspekter alt etter hvilke sider ved helse vi vil fange opp, slik at helsetilstand egentlig bare lar seg beskrive gjennom delaspekter og delmål? Ja, slik ser det etter vår vurdering langt på vei ut så langt. Vi må konkludere med at det ikke foreligger et samlemål for helse på linje med dødelighet i den forstand at det utmåler noe eksakt (så eksakt som død er) gjennom et landsomfattende dødelighetsregister

eller annen noenlunde pålitelig statistikk. Vi mangler med andre ord etter vår vurdering etablert pålitelig mål for sykelighet.

For de mange delmålene for helse, viser empirien at det er stor variasjon i den spredningen som med sikkerhet finnes etter mål for sosioøkonomisk posisjon. Når det gjelder de generelle målene for helsetilstand som er nevnt i vår gjennomgang, varierer skårene mellom bunn og topp i forholdet 1:2, 1.3, 1:4 og 1:5. Det samme viser den empirien som er presentert for de spesifikke helsemålene. Dette viser at det i tillegg til identifikasjon av relevante helsemål, foreligger et *utmålingsproblem*. Hvor stor vekt skal de ulike sosioøkonomiske posisjonene tillegges i forhold til sykelighet?

3.5.2 Dødelighet

Aldersstandardisert dødelighet er ett av de mest brukte mål for helse-tilstanden i en befolkning. Dødelighet kan betraktes som et samlemål for helse og hvordan levekårene har artet seg over livsløpet. Tidspunktet for død er ofte assosiert til ufordelaktige levekår. Men det er ikke alltid slik. For eksempel framstår brystkreft – som er en hyppig dødsårsak blant yngre kvinner – med en omvendt sosial gradient. Det er imidlertid likevel jevnt over betydelige forskjeller i levealder mellom sosiale grupper, også i rike land. Sjøl om de færreste lever i materiell nød i dagens Norge, er likevel muligheten til et langt liv svært ulikt sosialt fordelt.

Dødeligheten for både kvinner og menn i Norge utviser en klar og systematisk sosial gradient, for eksempel etter yrkesgruppe, inntekts- og utdanningsnivå. Særlig gjelder det menn. Kvinners dødelighet er imidlertid betydelig mindre påvirket av sosioøkonomiske forhold enn menns. Internasjonalt er det påvist tiltakende ulikheter i dødelighet etter sosioøkonomisk posisjon de 30 siste åra. Det samme er tilfellet i Norge, særlig fra 1980-åra utover og fram til i dag.

Dødelighetsforskjellene i Oslo er som nevnt store og antakelig større enn i andre nordiske storbyer. Det samme er ulikhetene i sykdomsrisiko. Forskjellene i dødelighet mellom bydelene i Oslo på nivå mellom rike og fattige områder i USA og England. Levealderen for personer i Oslo Indre Øst er blitt sammenliknes med Albania, Kroatia og Georgia.

Det er hevet over tvil at dødelighet samvarierer med ulike mål for sosioøkonomisk posisjon. I motsetning til mål for helse og sykelighet, måler dødelighet i og for seg noe entydig- Den egentlige dødsårsaken for eldre er imidlertid nokså ofte vanskelig å stadfeste. Og som for

sykelighet, utviser dødelighet stor variasjon i spredningen etter mål for sosioøkonomisk posisjon. Ulikheten i målt dødelighet (SMR) mellom topp og bunn etter ulike mål for sosioøkonomiske posisjon varierer i det materialet vi har presentert her, varierer i forholdet 1:2 til 1:4. Det synes således vanskelig generelt å kunne utmåle den sosioøkonomiske betinget variasjon i dødelighet. Den må – slik vi gjør det i denne rapporten – utmåles for de gjeldende målgrupper på gitte tidspunkt. Men hva vet vi på bakgrunn av denne gjennomgangen om sammenhengen mellom sykkelighet og dødelighet? Og hvordan fungerer dødelighet som mål for helsetilstand?

4 Helse, dødelighet og pleiebehov

4.1 Vurdering av dødelighet som mål for befolkningens helsetilstand

Høy forventet levealder i et land betyr av sykkeligheten jevnt over er lav i alle aldersgrupper. Dermed er dødelighet et godt mål for den generelle helsetilstanden *i en hel befolkning*. I følge Kristofersen (1989) gir dødelighet et godt bilde på spenn i alvorlig somatisk sykkelighet og sykdomsrisiko og ulykkesrisiko i en befolkning, og viser til at dødelighetsforskjellene mellom Finmark og Sogn og Fjordane er omlag 70 pst, og det er noenlunde sammenfall mellom dette målet og helsetilstand målt ved egenvurdering av helse.

Generelt antar en at det foreligger et nokså analogt forhold mellom sosioøkonomiske grupperes sykkelighet og funksjonsevne på den ene sida og dødelighet på den andre. Professor Hjort og professor Waaler utlegger dette forholdet allment slik:

Den laveste sosioøkonomiske gruppen har grovt dobbelt så stor sykkelighet og dødelighet og halvparten så god helse og funksjon som den høyeste (Hjort og Waaler 1996).²³

Vi har tidligere, avnitt 3.2.1, referert til OECD studien i 11 europeiske land som viste at Norge og Sverige hadde utviste de største forskjellene i helse målt ved relativ ulikhetsindeks både for sykkelighet og dødelighet. Den samme undersøkelsen viste at det var betydelig

²³ Og de fortsetter "*Vi liker å tro at vi har eliminert klassesamfunnet i Norge. Statistikken viser at det har vi ikke*", Hjort, P.F. og Waaler, H.T. *Eldres helse*, in Hurlen, G. og Nordhagen, R: Folkehelse i forandring, Universitetsforlaget, Oslo 1996

innbyrdes sammenheng mellom dødelighet og sykkelighet for aldersgruppene 30-59 år i de to landene – og også i øvrige land – etter de mål for sykkelighet som ble nyttet i studien (Macenbach 1997).

For Oslo er det påvist positiv sammenheng mellom ulikhet i helse og sosioøkonomisk posisjon etter en rekke mål for helse og det gjelder flere kreftsykdommer og hjertekarsykdommer. Det er også disse sykdommene som antallsmessig står for flest dødsfall. Således forklarer disse mesteparten av forskjellene i dødelighet mellom bydelene (Thelle, Rognerud, Stensvold in Rognerud og Stensvold 1997). Røyking er en av de faktorene som er høyt korrelert med disse sykdommene, og røyking er i seg sjøl like høyt sosioøkonomisk korrelert som de nente sykdommene er det. Dette eksemplet fra Oslo viser at det foreligger en nokså nære sammenheng mellom helse målt ved forekomst av enkeltsykdommer og dødelighet og begges forankring i den sosioøkonomiske dimensjonen.

På bakgrunn av dette er det grunn til å anta at det foreligger en generell positiv sammenheng mellom sykkelighet og dødelighet. Men ut over det, er denne sammenhengen etter vår vurdering imidlertid problematisk å bestemme.

Om vi ser bort fra ulykker, selvmord og villet død, har de fleste dødsfall bakgrunn i sykdom. Hvis sykkelighet var begrenset til de sykdommer og så videre som leder til død, ville det slik sett per definisjon være en slags full samvariasjon mellom sykkelighet og dødelighet. Konkrete eksempler på det resonnementet er sykdommer som har død som nærmest sikkert utfall, for eksempel kreft i bukspyttkjertel eller lungekreft. Men så er det slik som vi har vist i avsnitt 3.5, at helse-tilstand, uhelse eller sykkelighet er forbundet med mye mer enn tilstander som har dødelige utfall.

Vi har imidlertid vist at det er klar positiv samvariasjon mellom sykkelighet målt ved en rekke delmål etter ulikhet i sosioøkonomisk posisjon. Og liknende samvariasjon er vist for dødelighet. Av det skulle en tilsynelatende umiddelbart kunne anta at det også er tilsvarende innbyrdes samvariasjon mellom sykkelighet og dødelighet. Men den slutningen beror imidlertid på at dødelighet i hovedsak er avledet av sykkelighet.. Og det har vi allerede vist at på langt nær ikke er tilfellet.

Vi vet at dødelighet er et nokså entydig og presist mål for det som leder til død. Sykkelighet og helsetilstand er derimot en mangfoldig tilstand som er uensartet og hvor uhelse oftest ikke fører til død. Så lenge vi ikke har avgrenset og definert ”en delen av sykkeligheten” som leder til død, kan vi på grunnlag av det framlagte materialet heller ikke

nå lenger enn til å slå fast at det foreligger generell positiv samvariasjon mellom dødelighet og sykkelighet etter sosioøkonomisk posisjon og at dette forholdet bare kan utmåles mer eller mindre nøyaktig i forhold til enkelte delmål for sykkelighet. For sykkelighet representert ved hjertekarsykdommer, har vi således vist at sosioøkonomisk posisjon forklarer 70-80 prosent av samvariasjon mellom bydelene i Oslo når det gjelder død av hjerteinfarkt.

Og forholdet mellom dødelighet og sykkelighet i betydningen tap av adl-funksjoner er enda mer komplisert og vanskeligere å gripe.

I det videre ønsker vi imidlertid å bringe inn funksjonsnedsettelse hos eldre i forhold til å klare daglige gjøremål og personlig stell, de såkalte adl-funksjonene som uttrykk for helsetilstand. Sykkelighet målt på denne måten og sett i forhold til synkende dødelighet i landet og tilsvarende økt levealder blant eldre, byr imidlertid på tolkningsproblemer. Gjærevollutvalget konstaterte at levealderen øker, men at det samtidig var vanskelig å si noe sikkert om utviklingen i helsetilstand siden utviklingen i dødeligheten ikke er *"noe godt mål på helsetilstanden i en befolkning og dermed heller ikke for utviklingen i pleiebehovene"* (NOU 1992:1, side 187). Og dette synspunktet følges opp seinere i Utjammingsmeldinga: *"Kombinasjonen av høgare levealder og høgare rapportert helsesvikt blant kvinner er ikkje enkel å tolke"* (St meld nr 50 1998-99, side 100)

Noe av grunnen til de ovennevnte vurderinger er – som vi skal vise i avsnitt 4.3 – at mye tyder på at mens den aldersstandardiserte dødeligheten blant eldre i Norge har fortsatt å gå ned, så har sykkeligheten i henhold til enkelte mål tiltatt, mens andelen med funksjonstap som tilsier behov for pleie- og omsorgstjenester, har gått ned. Sammenhengen mellom sykkelighet eller helsetilstand og funksjonstap som tilsier behov for pleie- og omsorgstjenester er sammensatte. Det er et problem at vi mangler noenlunde eksakte mål for sammenheng mellom observert dødelighet og mål for helse og nedsatt funksjonsevne (adl-tap) – om de i det hele tatt lar seg etablere – og dermed behovet for bruk av helse- og omsorgstjenester avledet av dette målet. Vi kan anta noe om sammenhenger mellom for eksempel høy dødelighet i en befolkning og bruk av pleie- og omsorgstjenester, men vi har ikke data som belegger og utmåler størrelse på sammenhengen

Derfor representerer dødelighetsdata ennå ikke anvendbare inntak for å måle sammenhengen mellom helseproblemer og funksjonstap hos eldre, og behovet for omsorgstjenester (Brevik 1993).

Det synes etter vår vurdering fortsatt å stå ved lag. På bakgrunn av det vi har anført her, er det likevel behov for å se nærmere på forholdet mellom helsetilstand og tap av adl-funksjoner hos eldre.

4.2 Om forholdet mellom helsetilstand og tap av adl-funksjoner

Det som ligger til grunn for Eldres bruk av pleie- og omsorgstjenester er utviklingen i helse og funksjonsnivå. Disse skaper i sin tur ulike forløp av funksjonstap. Banene en havner i er mye bestemt av om en utvikler kroniske sykdommer som demens, leddsykdommer, skader eller hjerneslag – eller om en unngår disse, og i stedet på et eller annet tidspunkt rammes av en akutt, dødelig sykdom som avslutter livet mens en ellers er nokså funksjonsfrisk og ikke avhengig av hjelp for andre (Romøren 2001). Ulike sykdommer og sykdomsforløp kan således ende ut med høyst forskjellige pleie- og omsorgsforløp både i lengde og i omfang. Og disse vil variere med alder, kjønn og sosio-økonomisk posisjon. Men personer med større og mer omfattende funksjonstap, oppholder seg nesten alltid lenger i institusjon før død, uavhengig av kjønn, alder og familiesituasjon (Romøren 2001).

Alder og kjønn er de to faktorene som særlig virker inn på risikoen for mer omfattende funksjonstap før død. Det vanlige også blant de eldste 80 år og over, er at en greier seg sjøl helt fram til en kort sykdomsperiode før en dør. Svært mange eldre har likevel en aller annen form for nedsatt funksjonsevne. Om lag 4 av 10 menn og 6 av 10 kvinner 80 år og over er hjelpetrengende (Levekår 1987/NOU 1992:1). Andelen pleietrengende utenfor institusjon er imidlertid lav. I 2001 hadde 66 prosent av alle 85-89 år enten plass i institusjon, omsorgsbolig eller hadde hjelp fra hjemmehjelp/hjemmesykepleie. Det samme gjaldt 89 prosent blant eldre 90 år og over (Brevik 2003). Omfanget av funksjonstap er omfattende blant de eldste i befolkningen. At Eldres helseproblemer, funksjonstap og behov for pleie- og omsorgstjenester er sterkt aldersbetinget, går fram av den nærmest eksponentielt tiltakende bruken av slike tjenester med alder, for eksempel i bruken av eldreinstitusjoner. Mens 1-2 prosent i alderen 67-74 år har slik plass, gjelder det 10-15 prosent i alderen 80-89 år og blant 90 år og over 40-50 prosent (Brevik 1993)²⁴.

²⁴ I 2001 hadde eksakt 2.1 prosent i alderen 67-79 år plass i institusjon, og i aldersgruppa 80-89 år og 90 år og over respektive 12.4 prosent og 39.4 prosent Tilsvarende rater i 1990 var 2.3, 16.3 og 46.6 (Brevik 2003).

At kvinner oftere har funksjonstap enn menn er vist i en rekke studier, nasjonalt og internasjonalt (Jacobzone 1999, La Croix 1997, Wetle 1997), og forskjellene synes å tilta med alder. En studie fra England (Jarvis og Tinker 1999) viser at blant personer 85-89 år hadde 25 % av menn og 52 % av kvinner nedsatt funksjonsevne. Det samme har Romøren dokumentert for Norge (Romøren 2001). Kvinner blir dobbelt rammet både ved å ha *større funksjonstap og over lengre tid* enn menn, både fordi de lever lenger, men også fordi de er kvinner. Annenhver kvinne synes å få en "tung alderdom", mot hver 5. mann (Romøren og Hagestad 1991).

Undersøkelser har vist at eldre fra arbeiderklassen har en vanskeligere alderdom, for eksempel uttrykt som flere helseproblemer over lengre tid, enn for eksempel funksjonærer (Romøren og Hagestad 1991). I hele den norske befolkningen er det vist at aldersstandardisert forekomst av *langvarig sykdom med funksjonsbegrensning* i alderen 16-84 år var 12 prosent for kvinner og menn med bare folkeskole mot 3 prosent for dem med universitetsutdanning (Hjort og Waaler 1996). Tilsvarende er funnet i Sverige og Finland (Lahelma et al 1993).

Om vi bruker *nedsatt gangførhet* som mål for funksjonstap hos eldre, viser vår Storbyundersøkelse fra 1991 at det i alderen 70-79 år var 3 ganger så mange på laveste utdanningsnivå med stor grad av nedsatt gangførhet sammenliknet med dem med examen artium eller høyere. Og om vi tar for oss nedsatt gangførhet under ett (uansett grad) er det dobbelt så mange blant dem med folkeskole sammenliknet med det høyeste utdanningsnivået. Det er med andre ord svært store forskjeller i førlighet. Og gangfunksjon er statistisk et godt mål for skrøpeligheit, og den aldersspesifikke kurven for andel med nedsatt gangførhet følger ganske nøyaktig den tilsvarende kurven for institusjonalisering av eldre. Forskjellene blant eldre 80 år og over er imidlertid betydelig mindre, men fortsatt store. Blant personer 85 år og over hadde 46 av 100 full gangfunksjon på det høyeste utdanningsnivået mot 29 prosent på det laveste (Brevik 1993).

Også når det gjelder rene adl-mål for *personlige og daglige gjøremål*, går det klare skillelinjer etter utdanningsnivå. De på lavest utdanningsnivå har langt dårligere funksjonsevne etter alle mål sammenliknet med eldre på høyeste utdanningsnivå. I alderen 70-79 år er forskjellen mellom høyeste og laveste nivå i forholdet 1:3. Hver fjerde på laveste nivå har vesentlige tap i forhold til personlige og huslige adl-funksjoner, mot 9 prosent på høyeste nivå. Blant eldre 80 år og over er det på høyeste og laveste utdanningsnivå respektive 45 prosent og 32

prosent som har vesentlige adl-tap blant hjemmeboende i Storby i 1991²⁵.

Det er også vist at bruken av pleie- og omsorgstjenester er påvirket av sosioøkonomisk posisjon idet andelen eldre i institusjon var respektive 93 pst, 85 prosent og 65 prosent høyere i Oslo Indre Øst enn i Oslo Ytre vest blant respektive personer 70-79 år, 80-84 år og 85-89 år i 1991 (Hjort og Waaler 1996/Levekårsundersøkelsen 1991, Oslo 1992). Forskjellene avtar imidlertid med alder og er liten blant eldre 90 år og over.

Og manuelt arbeid gjennom livet er assosiert med tung alderdom, det samme gjelder svak helse gjennom livet. Men god helse kan være forbundet med både lett og tung alderdom (Romøren og Hagestad 1991 i NOU 1992:1). Det viser at sammenhengen mellom helse-tilstand og funksjonstap i alderdommen ikke er entydig. Folks evne til å klare adl-funksjoner vil imidlertid generelt henge sammen med allmenn helsetilstand og funksjonsevne. Men det er ingen umiddelbar entydig sammenheng mellom helsetilstand og adl-tap og hjelpebehov. Vi vet at en del kan være hjelpeavhengig uten at noen konkret sykdom/skade/lyte er inne i bildet (NOU 1992:1, side 97). Og det er vist at blant personer 80 år og over uten sykdom, trengte 40 prosent hjelp til daglige gjøremål (Lingsom 1989).

Resultater fra *Levekårsundersøkelsen 2002* viser at utbredelsen av varig sykdom, skader og funksjonshemming økte fra 1995 til 1998 for så å være stabil fram til 2002. I samme periode har imidlertid andelen med langvarig sykdom som en opplever som svært/ganske hemmende i hverdagen, gått ned fra 36 prosent i 1995 til 30 prosent i 2002. Nedgangen har vært størst blant de eldste (SSB 2003). Det har tidligere vært observert en slik utvikling for perioden 1985-1998 (Botten et al 2000), det vil si en kombinasjon av svakt økende sykkelighet og en nedgang i sykdommers konsekvenser i hverdagen. Årsakene kan være mange, men forebyggende tiltak og nye behandlings- og medisineringsmetoder kan antakelig forklare noe. I tråd med det vi allerede har anført ovenfor, viser også disse resultatene og

²⁵ Det foreligger data om befolkningens adl-tap i *Levekårsundersøkelsen 2002*. Disse er imidlertid foreløpige ikke analyserbare ut fra dette formålet. Eldre er ikke lagt inn med tidligere yrke og utdanningsnivå er ikke koblet til (personlig meddelelse i SSB, januar 2004). Når dette foreligger vil dette nyeste surveymaterialet antakelig gi gode muligheter for å analysere eldrebefolkningens funksjonsnivå etter sosioøkonomisk posisjon. I mellomtiden har vi ikke kommet over bedre data på dette punktet enn det som foreligger i NIBRs undersøkelse i Storby i 1991, hvorav 1000 personer 70 år og over i Oslo ble intervjuet

denne utviklingen, at det ikke foreligger noe entydig forhold mellom sykkelighet og adl-funksjonsnivå i befolkningen og de forbundne behov for pleie- og omsorgstjenester.

Vi har på den ene sida vist at det er entydig og klar sammenheng mellom sosioøkonomisk posisjon mellom ulike mål for faktisk funksjonsnedsettelse hos eldre, som langvarig sykdom med funksjonsbegrensning, nedsatt gangfunksjon og nedsatt funksjon i forhold til personlige og daglige gjøremål. På den andre sida har vi vist at det ikke foreligger entydig sammenheng mellom helsetilstand og funksjonstap. Det betyr at sykkelighet og dødelighet i sin alminnelighet vil være tvilsomme prediktorer i forhold til tap av funksjoner som tilsier behov for pleie- og omsorgstjenester.

Dette antyder igjen at en kanskje bør forsøke å finne fram til og bearbeide mer *direkte* mål for behovet for pleie- og omsorgstjenester uten å gå veien om indirekte mål som sykkelighet og dødelighet. Behov målt gjennom tap av adl-funksjoner kan være en slik vei. Men som vi skal komme tilbake til i avsnitt 4.4 er også behovenes og tapenes *varighet* et problem ved denne typen tilnærminger.

I undersøkelsen om eldre helse og tilgang på omsorg i Storby i 1991 standardiserte vi de rapporterte hjelpebehovene i stedet for å summere ulike funksjonstap.. Vi tilskrev tap av ulike funksjoner et normert hjelpetimetall per uke. Det innebar at de ulike funksjonstapene ble gitt en relativ betydning ut fra antatt medgått tid til å dekke dem, Beregnet på denne måten viste undersøkelsen at for eldre 70-79 år tilsvarer ulikhetene i adl-tap mellom laveste og høyeste utdanningsnivå, normert behov for hjelp i forholdet 2:1. Det betyr at en dekning av omsorgsbehovene mellom disse gruppene ville fordre dobbelt så stor innsats per capita blant eldre på laveste sammenliknet med eldre på høyeste utdanningsnivå. For eldre 80 år og over var tilsvarende forskjell cirka 45 prosent (Brevik 1993, tabell 20).

Et annet eksempel på uttrykk for betydningen av ulik fordeling i sosioøkonomisk betingete ressurser følger av dette: Om eldre kvinner i bydelen Gamle Oslo skulle ha brukt institusjonsplasser like hyppig som kvinner i Ullern bydel i 1991 (forutsatt at den *alderspesifikke* bruken er lik i de to bydelene), ville andelen med slik plass ha blitt redusert med 75 prosent i Gamle Oslo. Det faktiske merforbruket i Gamle Oslo kan betraktes som et omtrentlig samlet mål for effekten av andre etterspørselsfaktorer enn alder og kjønn.

Vi kom fram til at en kunne nytte Eldres utdanningsnivå med tilhørende skåre på en pleiepoengsindeks som *direkte mål for omfang av denne typen funksjonstap blant eldre*, og for så vidt som et godt mål

for behov for kommunale pleie- og omsorgstjenester på sosioøkonomisk grunnlag, det vil si som et tilleggsmål i forhold til alder og aleneboenhet²⁶. På denne måten ville utdanningsnivå fungere som et kvantitativt direkte mål for funksjonstap og dermed som sosioøkonomisk spesifikt mål for pleie- og omsorgstjenester. Dette kunne så testes ut mot den utdanningsspesifikke bruken av pleie- og omsorgstjenester på bynivå. Ved hjelp av slike mål kunne en vider undersøke hvor mye bruken i bydelene avvek fra dette, kontrollert for eldrebefolkningens alder, kjønn og aleneboenhet (tilgang på privat omsorg). En slik tilnærming kan også testes ut ved analyse av IPLOS-materialet på nasjonalt nivå, slik vi nevnte innledningsvis i avsnitt 2.1.2.

IPLOS – individbasert pleie- og omsorgsstatistikk – som ble vedtatt innført i alle landets kommuner i 2001, vil etter planen være utbygd i alle kommuner ved utgangen av 2005²⁷. Dette er systematisert standardinformasjon basert på individopplysninger om søkere og brukere av kommunale sosial- og helsetjenester, herunder pleie- og omsorgstjenester. Her kartlegges brukernes funksjonsnivå og tjenestebehov etter internasjonal standarder, basert på et sett av ulike variabler. En nytter den internasjonale klassifikasjonen (ICF) for funksjon, funksjonshemming og helse. En registrerer brukernes helse/sykелighet etter diagnose ved ICPC-koder (International Classification of Primary Care) som brukes av legene i kommunens helsetjeneste.

Funksjonsevne betraktes som uttrykk for behov for tjenester, og ulike tap gir behov for ulike tjenester. Bruk av ulike tjenester registreres bredt, samt bevegelser mellom ulike tjenestetyper. Og tjenestebrukens varighet kartlegges like ens. Omfang i bruk og type tjenester over tid gjør det mulig med en fullgod kartlegging av alle relevante opplysninger av betydning for å analysere bruken av kommunale pleie- og omsorgstjenester. Opplysninger om brukeren vil kunne koples til registerdata, for eksempel opplysninger om sosioøkonomisk posisjon.²⁸ Data av denne typen vil gi en fullgod mulighet til inntak til

²⁶ Storbyundersøkelsen fra 1991 viser at det er store forskjeller i funksjonsevne og behov for omsorgstjenester etter om en bor aleine eller sammen med noen. Denne vesentlige og interessante dimensjonen ser vi bort fra i denne refereringen fra undersøkelsen.

²⁷ Vi viser her til et omfattende informasjons- og veiledningsmateriale ved Sosial- og helsedirektoratet. Vår framstilling av IPLOS her er basert på det materialet, særlig *Veileder. Registrering av IPLOS-opplysninger Versjon 1.0*, Oslo nov 2003. Systemet har hittil vært utprøvd i 30 kommuner/bydeler, hvor Bygdøy-Frogner bydel i Oslo har deltatt.

²⁸ Det er planlagt pseudonymt register der fødselsnummer er kryptert, det vil si det etableres i regi av SSB et anonymt register. Arbeidet med forskrift om

all den kunnskap som er nødvendig for fordeling av ressurser til pleie- og omsorgstjenestene mellom bydeler i Oslo. Men det er antakelig betydelig fram i tid før systemet er operasjonalisert og data hentet inn slik at en kan ivareta aspektet om varighet av bruk over tid.

Avslutningsvis vil vi ta for oss problemstillinger knyttet til konsekvenser for pleie- og omsorgstjenestene av at levealderen stiger, særlig blant eldre. Og vi gjentar det svært omforskete spørsmålet om funksjonstap og behovet for pleie- og omsorgstjenester blir mindre eller mer omfattende som følge av dette. Spørsmålet er særlig interessant på bakgrunn av at vi vet de aldersdegenerative sykdommene tiltar med alder. Årsaken til at vi tar opp disse spørsmålene i en sammenheng viet betydning av sosioøkonomisk posisjon i tilknytning til helserelaterte forhold, er at det nettopp er i grupper med høyere sosial posisjon at økningen i levealderen har vært størst i Norge. Hva kan vi så i denne sammenhengen avlede fra kunnskapen om allmenne utviklingstrekk med relevans for de sosioøkonomiske aspektene? Er det slik at økt levealder blant de best stilte har medført kortere eller lengre periode med funksjonstap med dertil endrede behov for kommunale pleie- og omsorgstjenester? Vi tar for oss disse spørsmålene i to omganger. Først belyser vi spørsmålet om de *pleiemessige konsekvenser av økt levealder* ved hjelp av internasjonal teori og empiri supplert med resultater fra nordiske land (avsnitt 4.3). Deretter nytter vi norsk materiale for å belyse omfanget av *levetid med funksjonstap* (avsnitt 4.4). Avslutningsvis drøfter vi hvilke konsekvenser denne kunnskapen kan ha for hvordan vi best kan undersøke og belyse spørsmålet om hvordan pleie- og omsorgsforløpenes lengde og tyngde ter seg betinget av sosioøkonomisk posisjon og etter om en dør tidlig eller seint som gammel (avsnitt 4.5).

4.3 De eldre lever lengre – er pleie- og omsorgsforløpene blitt kortere eller lengre?

Levealderen har gått opp i de aller fleste vestlige land i etterkrigstiden. Studier viser imidlertid ulike utfall med hensyn til endring i aldersspesifikk endring i funksjonsevne. I Norge er middellevetiden for kvinner nesten 82 år og for menn 76 år, eller litt over EØS-gjennom-

dette er utarbeidet. Det vil i prinsippet gjøre det mulig å nytte en rekke tilleggsvariabler i analyser av dette materialet på ulike nivåer, for eksempel på by- og bydelsnivå i Oslo.

snittet for begge kjønn. I Statistisk sentralbyrås framskriving av folke­mengden 2002-2050 (SSB 2003) forutsettes det at levealderen gradvis vil fortsette å stige fram til 2050 til mellom 86 år og 90 år for kvinner og mellom 82 år og 87 år for menn. I henhold til framskrivingens middelalternativ vil levealderen i 2050 være 84 år for menn og 88 år for kvinner.

Statistisk sentralbyrå peker imidlertid på at den forutsatte økningen i levealder, kan synes svært stor, mellom 5,4 og 10,6 år for menn og mellom 4,5 og 8,5 år for kvinner. Legger en framskrivingens middel­alternativ til grunn, vil menn jevnt over være 8 år eldre i 2050 og kvinner 6,6 år sammenliknet med 2001. Den er imidlertid ”av samme størrelsesorden som den observerte økningen fra 1950 til 2000, som var 6,1 år for menn og 8,2 år for kvinner. Vi vil også peke på at levealderen i en rekke land er høyere enn i Norge, både i og utenfor Europa. Japan, som lenge har ligget i teten, hadde allerede i 2001 en levealder på 84,9 år for kvinner og 78,1 år for menn. Forventet levealder i Japan passerte det norske 2001-nivået for kvinner i 1989 og for menn i 1993”.²⁹

Aldring og sykdom er imidlertid – slik professor Peter Hjort har pekt på – to forskjellige fenomener. Det ene er den normale aldrings­prosessen, som går sin gang hos alle. Det andre er alderssykdommene, som ikke rammer alle, men stadig flere med alderen, særlig etter 75 år. Dette illustreres for eksempel ved at eldre (70 år og over) i 1998 sto for 30 prosent av sykehusoppholdene og 40 prosent av liggedagene ved norske sykehus (St meld nr 30 (2000-2001), side 304). Sjøl om eldres helse generelt bedrer seg og en lever lengre, vil imidlertid forlenget levealder i seg sjøl kunne medføre at flere får aldersrelaterte sykdommer som kan fordre omfattende pleie- og omsorg. Dette fordi forekomsten av de fleste former for sykdom tiltar med alderen. I utgangspunktet kan det derfor forventes at en større andel gamle eldre i befolkningen vil skape større etterspørsel etter pleie- og omsorgs­tenester i tiden framover.

²⁹ Her føyer SSB til ”Vi vil imidlertid ikke unnlate å nevne at disse levealdrerne er de høyeste som noen gang har vært forutsatt i SSBs befolkningsframskrivinger. I de to forrige framskrivingene, som ble laget i 1996 og 1999, forutsatte vi at levealderen ville øke til mellom 81,5 og 87,5 år for kvinner og til mellom 77 og 83 år for menn. De nye tallene er mellom 2,5 og 4,5 år høyere enn disse, og fører til en sterk vekst av antall gamle. I alle tre alternativer antar vi at forskjellen i forventet levealder mellom kvinner og menn reduseres gradvis fra dagens 5,3 år til mellom 4,4 og 3,3 år i 2050” (Forutsetninger for framskrivingene 2002-2050, SSB 2002)

Økt levealder i framtida er blant annet grunnet i antatt lavere dødelighet på grunn av sentrale sykdommer som for eksempel hjertesykdommene. I omsorgssammenheng er imidlertid utviklingen i de typer sykdommer som vi som oftest ikke dør av, men *lever med*, av særlig interesse. Sentralt her står svaret på spørsmålet om hvorvidt økt levealder vil føre til at den perioden vi er hjelpe- og pleietrengende, vil bli lenger eller kortere, pleiemessig tyngre eller lettere sammenliknet med tidligere (ved lavere levealder).

4.3.1 Internasjonal teori og empiriske resultater

I 1980 lanserte den amerikanske gerontologen James Fries teorien om "sammentrekningen av sykkeligheten" (the compression of morbidity).³⁰ Han antok at alle er født med en iboende, arvelig bestemt livslengde, som ender med naturlig død om ikke sykdom/skade kommer i veien, og lengden ble satt til cirka 85 år. Samtidig mente han at debutgrensen for kroniske sykdommer var i ferd med å utsettes. Disse to premissene leder av seg sjøl til det resultat at perioden for sykdom trenges sammen. Perioden med kroniske sykdom blir kortere når startpunktet utsettes. Hvis utsettelsen av skrøpeligheiten går raskere enn økningen i levealderen, skjer det en sammentrekning av sykkeligheten i befolkningen som vil bli sammenpresset til de siste leveår, det vil si at antall "gode" leveår vil tilta mer enn levealderen. Men årsakene til denne utviklingen var han mer usikker på. (Fries 1980/Romøren 2001). Fries legger til grunn at det forebyggende arbeid har hatt sterkere innvirkning på morbiditeten enn mortaliteten, det vil si lagt mer liv til årene enn år til livet. Mange kan derfor ifølge Fries håpe på et langt og friskt liv avsluttet av en naturlig død etter en kort sykdomsperiode.

Mye av den seinere aldersforskning har på det punktet forholdt seg til Fries. Romøren (2001) hevder at de hypotesene som ble framsatt av Fries, må være blant de mest fruktbare feiltakelser i aldersforskningen. Således har en rekke forskere og biologer seinere sådd tvil om antagelsen om forhandsbestemt livslengde og naturlig død. De har pekt at det neppe finnes noen maksimums levetid, og viser til at dødeligheten fortsetter å avta for de aller eldste, og at den fasen i livet hvor en kan bli hjelpetrengende, kan bli vel så lang (extension of

³⁰ Fries støttet seg igjen på Hayflick (Hayflick 1975). Basert på observasjoner av dyr, la en til grunn at det var grenser for hvor mange ganger cellene kunne fordoble seg, den såkalte 'hayflick limit', og at dette ga grunnlag for å anta at det eksisterte en øvre grense for livslengde. Hayflick pekte imidlertid på at det ikke var enkelt å fastslå hvo denne grensen befant seg.

morbidity). Det er uenighet om hvorvidt den samlede tiden mennesker lever med funksjonstap før de dør, er blitt endret de seinere år.

Alternativt til Fries kan en tenke seg at det som følge av økt levealder skjer en parallellforskyvning av overlevelseskurvene. Sykdom og funksjonsnedsetting (adl-tap) skjer med samme prevalens som i dag men med forskyvning til x år høyere alder. Dersom de aldersspesifikke rater for funksjonstap vil være uendret, vil en parallellforskyvning av overlevelseskurven gi økt absolutt forekomst av funksjonshemming (Botten et al 2000).

Det sentrale er imidlertid som før nevnt, om økt levealder fører til at omfanget av hjelpebehov som følge av funksjonstap blir større eller mindre, eller om hjelpeperioden blir lengre eller kortere. Særlig det siste er avgjørende. Forskningsresultatene peker i begge retninger. Som hovedtendens er det slik at de amerikanske funnene jevnt over tilsier at det blir mindre funksjonstap/kortere pleieperiode (*compression of morbidity*), mens de europeiske peker begge veier.

Det er blitt framsatt ulike hypoteser i forhold til om hvorvidt forlenget levetid gir økt eller redusert funksjonsevne:

1. Det blir flere eldre med redusert funksjonsevne. Bedre medisinsk behandling og rehabilitering gjør at økt livslengde fylles med flere funksjonsreduserte år, og ikke funksjonsfriske (Ostir et al 1999),
2. Det blir færre eldre med redusert funksjonsevne. Funksjonstap skjer først siste år før død. Vunnet levetid gir flere funksjonsfriske år (Fries 1988),
3. Utfallet med hensyn til om økt levetid gir flere eller færre funksjonsfriske år, er betinget av hvordan sykdommer behandles og forebygges (Manton et al 1998).

Vi skal kort peke på noen empiriske funn fordelt etter om de i hovedsak understøtter hypotesen om (1) *compression of morbidity*, eller (2) *extension of morbidity*:

1. Sammentrekning av sykkelighets- eller pleieperiode (compression of morbidity)

I USA har en observert (1984-1994) nedgang i redusert funksjonsevne for alle aldersgrupper av eldre for begge kjønn (Manton 1998). Levetid med funksjonstap synes i andre land konstant (Mathers og Robine 1997) eller minskende (Olshansky og Wilkinson 1998). Det kan bety støtte til Fries' teori. OECD-studier har vist bedret funksjonsevne blant eldre 65 år og over i alle aldersgrupper for begge

kjønn i USA, Frankrike, Vest-Tyskland og Japan, men ikke i Nederland og delvis ikke i Storbritannia.

2. Utvidet sykkelighetsperiode eller pleieperiode (extension of morbidity)

I en studie fra England (for 1987-1994) finner en ikke en nedgang i redusert funksjonsevne blant eldre slik som i USA (Jarvis og Tinker 1999). I Sverige har det i perioden 1980-95 var en reduksjon i eldre med meget nedsatt helse, mens andelen med lette helseproblemer har økt (Lagergren og Batlan 2000). Andre undersøkelser har vist at levetid med funksjonstap har *økt* i noen land (REVES 1995)

Den franske demografen Jan-Marie Robine tok utgangspunkt i amerikansk forskning som viser at antall gode leveår har steget mer enn antall leveår, mens europeisk forskning vist motstridende og uklare tendenser i ulike land. Det ble satt spørsmålsteget ved de amerikanske studienes data og metode (Freedmann et al).

Det Robine fant som en gjennomgående tendens i de europeiske studiene, var at antall år uten funksjonstap tiltok med historisk tid. Mens antall år uten kronisk sykdom ikke endret seg eller tiltok litt. Konklusjonen synes å være at endringer i livsstil og behandling av sykdom påvirker Eldres funksjonsevne positivt, men forkorter ikke den tid en lever med kroniske sykdommer.

En studie fra OECD-landene (Jacobzone et al 1999 in Botten et al 2000) viser imidlertid at forbedret funksjonsevne blant eldre er et gjennomgående trekk. Det er likevel variasjoner mellom landene som gjør at en bør være forsiktig med å trekke for bastante konklusjoner.³¹

Amerikanske og franske data gir støtte til Fries sin teori, men en mener at det er for tidlig å avgjøre om vi står overfor en langsiktig tendens (Romøren 2001). Også på grunnlag av de data som er lagt fram i Botten et al 2000, kan en konkludere med Romøren som peker på at empiriske forskning ikke entydig viser at forlenget levetid gir samlet redusert omfang av funksjonstap i alderdommen.

³¹ I Europa er det observert betydelig bedring i funksjonsevnen blant eldre i Frankrike og Vest-Tyskland. Men i Storbritannia og Nederland er det ingen eller små forbedringer. (Botten et al 2000, s. 11)

4.3.2 Forlenget eller forkortet pleie- og omsorgsforløp – nordiske erfaringer

Nordiske undersøkelser gir liten støtte til teorien om compression of morbidity. Resultatene fra nordiske studier er ikke bestandig entydige, men tendere mot å underbygge teorien om extension of morbidity.

Sverige

I en svensk undersøkelse fra Göteborg (Svaneborg 1984) – en studie av 70-åringer født 1901-02, 1906-07 og 1911-12 – finner en ingen tegn til nedgang i helsetilstand mellom årskullene. De to sistnevnte generasjonene hadde bedre helse og funksjonsevne, mens de på den andre siden levde lengre med sykdom. Og dem i pleiehjem hadde det dårligere enn den første generasjonen. Her konkluderer en med at

Vi er friska lengre, men lever också lengre, och inget tyder på att sjukdomsperioden har blivit kortare eller att vi behöver mindre medicinsk hjälp under sista delen av vårt liv (Svanborg 1989).

En senere og lengre svensk studie av aldring blant personer 77-98 år, som er en repetisjon av samme studie 10 år tidligere (SWEOLD, Thorslund 2003), viser at mens levealderen fortsetter å øke, er helsa blitt dårligere, både målt ved tester og eldres egenvurdering av helse. Materialet er relativt lite. Denne studien synes å bekrefte teorien om extension of morbidity.

Danmark

I Glostrup-studien i Danmark undersøkte en 70 åringer født i 1897 med 70-åringer født i 1914 (Schroll 1989). Studien viste at helsen på noen punkter var bedre i sistnevnte kohort, mens den var dårligere på andre, for eksempel dårligere sjølopplevd helse (NOU 1992:1, s. 98). Men en konkluderte med at bevegelsene i overlevelseskurvene sannsynligvis vil gå i retning av økning for gruppen skrøpelige.

En dansk studie fra *Statens Institut for Folkesundhet* (2002) viser liknende motsatte tendenser, det vil si antall ”gode” leveår steg samtidig som antall år med langvarig sykdom og kronisk tilstand økte fra den første til den siste alderskohorten, det vil si med cirka 1 år. Det hevdes at det er valg av sunnhetsindikator som avgjør om Fries har rett eller ikke.

Norge

Data fra de norske Helse- og Levekårsundersøkelser kan tyde på at forekomsten av sykdom blant eldre økte på slutten av 1990-årene sammenliknet med situasjonen på midten av 1980-årene, jevnfør avsnitt 4.2. I samme periode har det imidlertid vært en forbedring i eldres funksjonsevne. Det ser altså ut til at de gamle er mer syke, men likevel greier seg bedre i dagliglivet (Botten et al 2001).³² Hvis helse-tilstanden og særlig funksjonsevnen blant eldre fortsatt bedres, vil dette kunne medføre et redusert hjelpebehov, særlig blant de yngre gruppene av eldre på tross av høyere levealder og større utsikt til å ha aldersrelaterte sykdommer. Mindre etterspørsel etter pleie- og omsorg kan imidlertid i det siste tilfellet igjen være betinget av en større innsats på helsesida gjennom behandling og forebygging³³.

Om vi imidlertid forutsetter at utviklingen i demografi og levealder ligger nokså fast, blir resultatet av utviklingen i det å behandle og forebygge aldersrelaterte sykdommer og skader, det vesentlige for utfallet av omfanget av funksjonsnedsettelse og pleie- og hjelpebehov. En utviklingsretning som den Romøren (2001) antyder, kan føre til en viss reduksjon i hjelpebehov, men neppe så vidt mye at det utlikner effekten av sjølve den demografiske utviklingen, slik Botten et al alternativt legger til grunn.³⁴

³² Det er imidlertid relativt store metodiske problemer knyttet til å måle sykkelighet og funksjonsevne, slik at disse resultatene bør tolkes med forsiktighet. Dessuten var det slik at de observerte forbedrede funksjonene (det å kunne foreta dagligvareinnkjøp, rengjøring og av og påkledning), som samlemål er et mindre relevant mål i forhold til mer omfattende pleiebehov. I en undersøkelse fra USA (Manton 1997) har en imidlertid ment å kunne påvise at forbedringen i eldres funksjonsevne blant annet skyldes mer aktiv behandling av eldre fra helsevesenets side. Også data fra andre land kan tyde på at det har skjedd en forbedring i eldres funksjonsevne i de senere årene, (jevnfør Botten et al 2000), og at dette isolert sett skulle tilsi en reduksjon i behovet for pleie- og omsorgstjenester.

³³ Midler som settes inn i kurativ helsetjeneste, kan samtidig gi innsparing på omsorgssida. Kommunene er tjent med en slik utvikling fordi den innebærer en overføring av kostnader fra kommune til stat, gitt dagens finansieringsformer.

³⁴ Senter for helseadministrasjon (UiO) har også framskrevet utgiftene til pleie og omsorg i forhold til antagelser om eldres funksjonsevne. Om denne ikke endrer seg, anslås det at demografiske faktorer alene vil fordre at utgiftene som andel av BNP vil øke med 40 pst. fra 1998 til 2030. Legger en derimot til grunn fortsatt forbedring av eldres funksjonsnivå i samme takt som i de siste 10-15 årene, vil imidlertid pleie- og omsorgstjenestenes andel av BNP kunne stabiliseres eller reduseres noe fram mot 2030 til tross for

Vi er inne i en utvikling med økt levealder der dødelige sykdommer mer og mer blir erstattet av ikke-dødelige degenerative sykdommer som aldersdemens, slitasjegikt og hjerneslag. Forekomsten av kroniske sykdommer som eldre lever med, synes å tilta. Også fordi helse-tjenesten redder syke og forlenger liv, vil vi få flere med kroniske funksjonstap og redusert funksjonsevne (Ostir et al 1999). Ut fra dagens kunnskap er det mest sannsynlig at behovene for pleie- og omsorg blant eldre vil tilta som følge av den skisserte utviklingen. Betydningen av tiltakende aldersdemens med tiltakende aldring i befolkningens vil sannsynligvis veie tungt i den retningen. Den framtidige utvikling når det gjelder *levetid med funksjonstap*, er den avgjørende størrelsen i en sammenheng der interessen er rettet mot etterspørsel etter kommunale pleie- og omsorgstjenester.

4.4 Levealder uten funksjonstap – er sosio-økonomisk posisjon av betydning?

En svakhet ved noen av de undersøkelsene som er nevnt ovenfor er at de ikke belyser livets slutfase for ulike kohorter eldre.³⁵ Er omsorgsfasene blitt mer eller mindre krevende? Uansett så er det slik at dess lenger en lever, dess større er sjansen for å pådra seg de aldersdegenerative sykdommene, særlig demens. På den andre sida går folk allment friskere inn i alderdommen enn tidligere. Hva den samlede effekten er blitt, er fortsatt i liten grad empirisk påvist. Det foreligger med andre ord så å si ikke undersøkelser som på empirisk grunnlag kan gjøre rede for forløpene fra funksjonstap inntreer og utvikler seg utover og fram til død med hensyn til tidsomfang, grad av funksjonstap og dermed samlet hjelpebehov gjennom hele forløpet og særskilt den delen av forløpet og tap av adl-funksjoner som dekkes gjennom ulike former for offentlig tjenesteyting, spesialist- og primærhelsetjenestene på den ene sida og de kommunale pleie- og omsorgstjenestene på den andre.

Det har dels sammenheng med at de fleste slike undersøkelser har vært tverrsnittsundersøkelser som gjelder hjemmeboende og hvor en viktig del av forløpene mistes ved institusjonalisering av de hjelpe-

økningen i antall eldre. Det vil dog ikke samtidig gjelde de samlede utgiftene til helse- og sosialtjenester til eldre (Botten et al 2000).

³⁵ Kohorteffekter er effekter som blir til når hendelser 'treffer' et begrenset antall årskull i de samme livsfasene, og slik blir til en *felles livserfaring*, som gjør at en deler for eksempel livserfaring av typen: "*en må finne seg i sykdom og plager når en blir gammel*".

trengende. Dessuten er slike "longitudinelle" studier ikke følgestudier som følger hele forløpet, men intervensjon ved tidspunkt som kan ligge langt fra hverandre (Romøren 2001, side 62). Larvik-undersøkelsen (Romøren 2001) har hatt som mål å fylle denne typen hull i forskning om funksjonstap i en hel eldrebefolkning. Den dekker perioden for første langvarige funksjonstap fram til død for hvert enkelt av alle individ som inngikk i undersøkelsen.

4.4.1 Levealder uten funksjonstap – levetid med funksjonstap

Det viktige skillet i pleie- og omsorgssammenheng er ikke bare hvor lenge en lever (levealderen i seg sjøl), men hvor lenge vi lever *uten* funksjonstap og hvor lenge vi lever *med* funksjonstap. Det første kan betegnes ved "*levealder uten funksjonstap*", det siste ved "*levetid med funksjonstap*". Dette er i tråd med bruken av det internasjonalt brukte begrepet *Active life expectancy* (ALE).

Undersøkelser utenlands har vist – slik de er omtalt i forrige avsnitt – at "levetid med funksjonstap" har *økt* i noen land (REVES 1995), mens den i andre synes *konstant* (Mathers og Robine 1997) eller er *minskende* (Olshansky og Wilkinson 1998).

For personer 80 år og over i Larvik (1981-1999) har Romøren ved hjelp av en Kaplan-Meier-kurve gitt en framstilling av levetid uten funksjonstap. Denne viser hvor stor andel som på ethvert alderstrinn fortsatt befinner seg i en ubrutt tilstand av 0 adl-tap, det vil si som så langt ikke har hatt adl-tap.³⁶

Han finner at gjennomsnittlig ubrutt tid i adl-tilstand 0 etter alder er 86.3 år. Kurven er nokså flat fram til 82 år. Deretter er det etter hvert mange som får et langvarig funksjonstap. Ved 93 år flater kurven igjen ut. De som overlever så langt, holder seg spreke lenge. Levealder uten funksjonstap er den samme for kvinner og menn.

Det er vel kjent at kvinner lever lengre med flere skrøpelig år enn menn. De fleste studier viser at kvinner nesten på alle alderstrinn har mer sykdom enn menn, og lever lengre med sine plager. Menn rammes relativt oftere av mer alvorlige lidelser, men som har kortere

³⁶ Romøren nytter et nokså strengt mål for adl-tap der bare inngår personer som ikke ved egen hjelp kan: komme seg opp av og ned i seng, kle seg, vaske seg, greie seg på toalettet, spise eller å gå innendørs på flatt golv (Romøren 2001, side 38).

forløp, som gjør at menn går raskere ut av livet enn kvinner. Derfor vil det være flere pleietrengende blant gamle kvinner.

En amerikansk mann kan ha 92 prosent av sine gjenstående leveår ved fylt 80 år uten alvorlig funksjonshemming, kvinner vil tilsvarende ha 72 prosent av sine gjenstående leveår uten alvorlige funksjonstap. Fordi kvinnene lever lengre enn menn, står det for kvinner etter fylt 80 år om 3 ”skrøpeligetsår” – mot 1.3 for menn (Manton 1997).

Romøren har målt ’levetid med funksjonstap’ som *summen av varigheten til alle episodene/forløpene med funksjonstap (adl-tap) som hvert enkelt individ gikk gjennom før de døde*. Både for kvinner og menn er det et markert antall både med korte og lange episoder med funksjonstap. Gjennomsnittlig ’levetid med funksjonstap’ for kvinner er 3.2 år og 1.8 år for menn. Det betyr at kvinner 80 år og over i utgangspunktet lever dobbelt så lenge med langvarig adl-tap før død sammenliknet med menn. *”Dette er de mest presise uttrykkene jeg kan gi for utsiktene i denne henseende for livet etter 80”* (Romøren 2001, op cit side 68). Hans funn stemmer for øvrig svært godt overens med de amerikanske. Disse resultatene burde tilsi at en i utmåling av omsorgsbehov i de fleste sammenhenger burde skille mellom kvinner og menn.

Og det er menn som utviser forløp a la Fries’ ”compression of morbidity”, det vil si sammentregning av hjelpebehov. Og årsaken er ikke bare at adl-behovene opptrer seinere, men at menn dør fortere fra. Den tid kvinnen synes å vinne i levealder sammenliknet med menn, er tid fylt med alvorlige funksjonstap, eller forenklet: ’Kvinner lever med sine helseproblemer, menn dør av/fra dem’.

Det vi kan slutte fra Romørens resultater er at:

- a) Funksjonstap i høy alder får før eller siden ofte alvorlig karakter, særlig for gamle kvinner.
- b) Menn blir reddet av sin høye dødelighet, enten ved at de faller fra før de blir for skrøpelige, eller ved at de dør kortere tid etter at de har blitt det.

Disse data viser klart at for eldre som ikke dør, er hendelsesforløpene i forhold til adl-tap forskjellig for kjønnene. Kvinner lever lenger (lav dødelighet), men har mer langvarige problemer, mens menn lever kortere med sine problemer, det vil si høy dødelighet gir kortere pleieperiode.

4.4.2 Pleie- og omsorgsforløpenes varighet

Romøren har laget en oppsummerende oversikt over eldre kvinner og menns (80 år og over) samlet bruk av kommunale pleie- og omsorgstjenester i form av varighet over tid.³⁷ Pleie- og omsorgsforløpene representert ved tjenestene er vesentlig lengre for kvinner enn for menn.³⁸

Omsorgsforløpene ved slutten av livsløpet for personer 80 år og over er vesentlig annerledes for menn enn for kvinner. Ikke fordi perioden for år med hjelp er betydelig kortere for menn (5.3 år for menn og 9.5 år for kvinner), men ved at den er mer konsentrert. Sjøl om mennene har kortere levealder, starter omsorgsforløpene seinere og slutter før, det vil si er mer sammentrengte. Alle tilstander er kortere, både bruk av privat omsorg, hjemmetjenester og institusjonsopphold.

De aller fleste eldre 80 år og over ender en eller flere ganger i sykehus. Når de først er innlagt i sykehus, har de lengre samlet oppholdstid når de samtidig har høy sosioøkonomisk posisjon (Romøren side 166). Det skyldes – i følge Romøren – at disse lettere kommer inn og får flere opphold, ikke at hvert opphold er lengre.

Undersøkelsen viser at 8 av 10 kvinner og 6 av 10 menn hadde opphold i sykehjem før død, og noen hadde opphold i aldershjem. Det er ikke ensbetydende med at alle dør der, men en svært stor del må gjøre det på bakgrunn av dette materialet. Kvinnene oppholdt seg samlet dobbelt så lenge i institusjon som menn, respektive 2.7 og 1.4 år i sykehjem.³⁹ Det understreker på nytt betydningen av å undersøke omsorgsbehov separat for kvinner og menn.

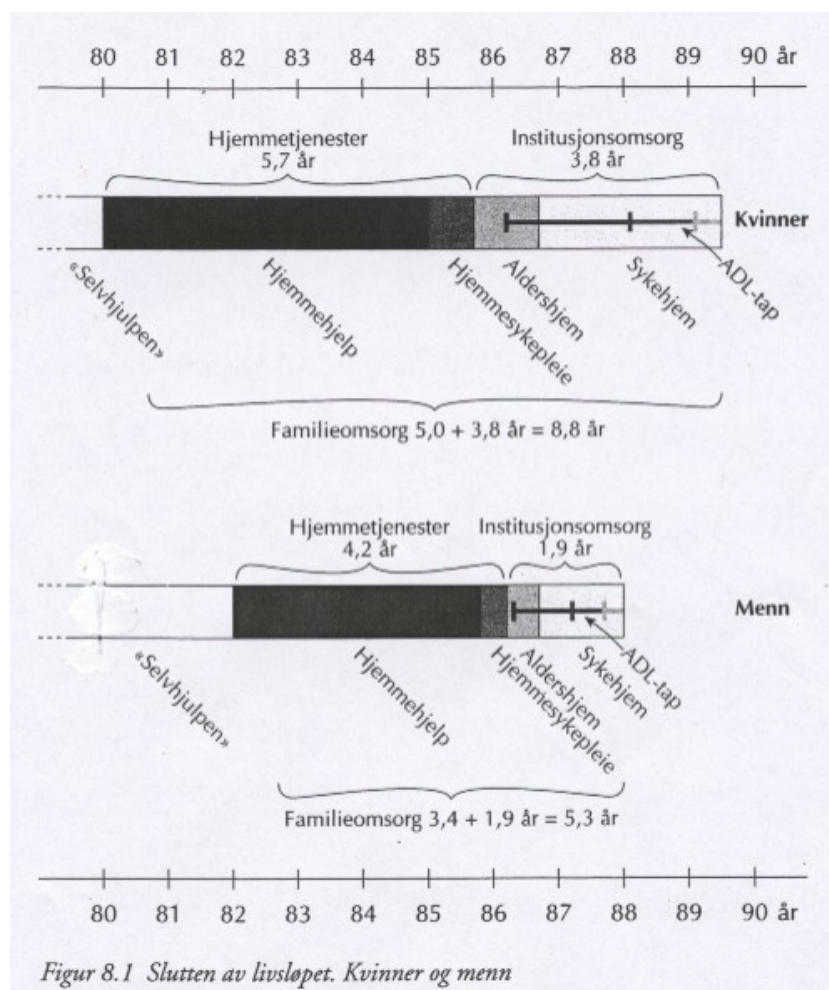
³⁷ Disse søylene er ikke bygd opp på basis av samlede individuelle forløp. Den viser gjennomsnitt på gruppenivå og viser gjennomsnittlig varighet av ulike omsorgsforløp og tilstander. Tjenestene er videre lagt etter hverandre i en slags logisk rekkefølge og gjenspeiler ikke de faktiske individuelle sekvensene (Romøren 2001, side 174-175).

³⁸ Legg merke til at 'levetid med funksjonstap' er tegnet inn i figuren analogt til det vi viste ovenfor, med 3,2 år for kvinner og 1.8 år for menn. Tiden med adl-tap er vesentlig kortere enn tid med hjelp. Det har sammenheng med at Romøren har brukt et strengt adl-mål der såkalte IADL-funksjoner er holdet utenfor, som for eksempel hjelp til matlaging, vask og rengjøring, jevnfør Romøren 2001, kap 3)

³⁹ Det stemmer for så vidt godt med gamle svenske observasjoner på det punktet. Der går det fram at av det vi bruker av helsetjenester gjennom et kort såvel som et langt liv, brukes 80 prosent de 2 siste leveårene (St meld nr 41 (1987-88)).

Dette stemmer nokså godt overens med resultater av en amerikansk undersøkelse (Manton 1997) som viser at kvinner som er 65 år, vil kunne måtte tilbringe 15 måneder i institusjon i gjennomsnitt mot 4 måneder for menn. Forbruket per aldersgruppe av institusjonstjenester er langt høyere. Dette reflekterer at omfanget av plager som fordrer pleie, er nesten fire ganger større i omfang hos kvinner som hos menn. For pleie- og omsorgstjenestene viser det effekten av de kjønns-spesifikke forskjellene i omfang av plager som eldre lever med.

Figur 4.1 *Pleie- og omsorgsforløpenes varighet, sammensetning etter kommunal hjelpeform samt lengde av periode med adl-tap før død.*



Kilde: Romøren 2001, kapittel 8, side 175

Eldreomsorgen er et kvinnespørsmål i dobbel forstand, også fordi langt flere kvinner enn menn blir gamle. Det er etter vår vurdering ikke utviklet en god og nødvendig forståelse for forskjellene mellom kvinner og menns helse i alderdommen.

Romøren har samtidig gjort rede for sannsynligheten for at personer 80 år og eldre vil kunne komme til å bruke sykehus og kommunale pleie og omsorgstjenester samt den samlede varigheten i bruken av dem.

Faktorene kjønn, aleneboenhet, alder ved død eller sosioøkonomisk status har i følge Larvik-undersøkelsen ikke noen klar førende betydning for å komme på sykehjem. Sosioøkonomisk posisjon er imidlertid også et indirekte mål for sosiale ressurser. Og høy sosial status gir lengre opphold i sykehjem – noe som skyldes lavere terskel for å komme inn og høyere for å skrives ut (Romøren 2001, side 169). Sosial posisjon høyner også varigheten av opphold i ulike typer aldersboliger. Ut fra erfaringen fra Larvik-undersøkelsen hevder Romøren at for bruk av sykehus og sykehjem er det av betydning hvem du er. Høystatusbrukernes merforbruk av slike tjenester kan ses på som en skjevfordeling av offentlige goder (Romøren 2001, side 170).

Tabell 4.1 *Sannsynlighet for og samlet varighet av bruk av sykehus og pleie- og omsorgsrelaterte tjenester blant eldre 80 år og over i perioden 1981-1999 blant dem som var 80 år og over i 1981. Kvinner og menn. Prosent og nivåfall.*

SANNSYNLIGHET/VARIGHET	SANNSYNLIGHET		VARIGHET I ÅR	
	PROSENT		Kvinner	Menn
Bruk av tjenester	Kvinner	Menn	Kvinner	Menn
Sykehusopphold				
siste 10 år før død	84	83	30 dager	30 dager
Sykehjemsopphold før død	79	58	2.7	1.4
Aldershjem/Aldersbolig	20	15	1.1	0,5
Hjemmehjelp	69	66	5.0	3.8
Hjemmesykepleie	51	42	0,7	0,4

Kilde: Forenkling av tabell 7.1 og tabell 7.2 i Romøren 2001, kapittel 7.

Sjøl om undersøkelsen viser at de fleste eldre har opphold i institusjon før de dør, forteller den samtidig at bruken av institusjonstjenester knyttet til å død, ikke er en gitt størrelse. *En lavere dødelighetsrate for kvinner er forbundet med dobbelt så høyt bruk av institusjonstjenester som en høy dødelighetsrate for menn.*

Om betydningen av alder ved død

Høy alder ved død er knyttet til lengre opphold i sykehjem, men ikke til innleggelse. Alder ved død kan regnes som en "behovsfaktor" i eldreomsorgssammenheng. Dette er i overensstemmelse med forskningslitteraturen som viser at tjenestebruken tiltar med alder.

Aldersdemens er en viktig faktor for bruk av sykehjem. Demens opptrer med klar aldersgradient fram til fylt 90 år. Og sjeldnere

demens blant yngre skrøpelige eldre, er i seg sjøl en klar indikator for mindre hjelpebehov.

Romøren har kartlagt og undersøkt noe vesentlig i pleie- og omsorgssammenheng for dem som lever etter fylt 80 år, det vil si den delen av kvinner og menn som lever lenge. Han har ikke gjort tilsvarende for dem som dør tidligere. Men i følge Romøren, vil yngre eldre ha mindre alvorlige og mer kortvarige funksjonstap før de dør enn de eldste. Og færre vil være alvorlig demente eller ha behov for omfattende kroppslig pleie. Alvorlighetsgraden, varigheten og evnen til å komme seg, er annerledes. Flere har ektefelle i livet, og omfanget av privat omsorg vil jevnt over være større. Profilen i bruk av tjenester vil være kortere, og med færre sykehusopphold og mindre bruk av aldersinstitusjoner (Romøren).

Overført på lavstatusgruppene i storby, som ofte dør tidlig – og betydelig tidligere enn eldre med høyere sosioøkonomisk posisjon – vil dette kunne danne grunnlag for hypotese om at de har mer kortvarige funksjonstap, samt at utsiktene til alternativ hjelp er større. Statistisk kommer de imidlertid ut med høy observert dødelighet.

4.4.3 Oppsummering av avsnitt 4.3 og 4.4

Det som er behandlet i disse to siste avsnittene er nært knyttet sammen. På den ene sida ulike teorier om forkortede eller forlengede pleie- og omsorgsforløp som følge av generelt økt levealder. På den andre sida hva vi empirisk vet om levetid med funksjonstap.

Økende levealder – kortere eller lengre pleie- og omsorgsforløp

I tilknytning til det forhold at eldre jevnt over har økt sin levealder betydelig de 50 siste åra, er det sentrale spørsmålet i pleie- og omsorgssammenheng hvorvidt økt levealder fører til at den perioden vi er hjelpe- og pleietrengende, er blitt/vil bli lenger eller kortere, pleiemessig tyngre eller lettere sammenliknet med tidligere (ved lavere levealder)?

Det er blitt framsatt ulike hypoteser om hvorvidt forlenget levetid gir forkortet eller forlenget levetid med funksjonstap. Det er imidlertid uenighet om den samlede tiden mennesker lever med funksjonstap før de dør, faktisk er endret de seinere år. Forskningsresultatene peker i begge retninger. Antall år med kronisk sykdom har enten ikke endret seg eller bare steget litt. Empiriske forskning har ikke entydig vist at forlenget levetid samlet har gitt redusert omfang av funksjonstap i alderdommen. Det er for tidlig å avgjøre om vi står overfor langsiktige

tendenser i den ene eller andre retningen. Resultatene fra nordiske studier er ikke bestandig entydige, men tenderer mot å underbygge teorien om økt sykkelighet og forlenget pleieperiode (extension of morbidity).

Sjøl om Eldres helse generelt bedrer seg og en lever lengre, vil det imidlertid være slik at økt levealder i seg sjøl vil kunne føre til at flere får aldersrelaterte sykdommer som kan forandre omfattende pleie- og omsorgsbehov og større etterspørsel etter pleie- og omsorgstjenester i tida framover.

Vi er samtidig inne i en utvikling der dødelige sykdommer blant eldre mer og mer blir erstattet av ikke-dødelige degenerative sykdommer som aldersdemens, slitasjegikt og funksjonssvikt etter hjerneslag. Forekomsten av kroniske sykdommer som eldre lever med, vil antakelig tilta. Det er imidlertid betinget av at medisinsk behandling forhindrer flere fra å dø med et liv med nedsatt funksjon som utfall. At det vil gå slik, er det imidlertid ikke enighet om. Her må vi samtidig skille mellom økning som skyldes at folk blir eldre og endringer i de aldersspesifikke ratene for denne typen sykdommer. Ut fra dagens kunnskap synes det mest sannsynlig at de samlede behovene for pleie- og omsorg blant eldre har tiltatt eller vil tilta som følge av den skisserte utviklingen. Det betyr at de som vil ha behov for hjelp, blir eldre og eldre

Levetid med funksjonstap

Det viktige skillet i pleie- og omsorgssammenheng er ikke bare hvor lenge en lever (levealderen i seg sjøl), men hvor lenge vi lever *uten* funksjonstap og hvor lenge vi lever *med* funksjonstap. Det første er betegnet ved "levealder uten funksjonstap", det siste ved "levetid med funksjonstap".

Kvinner på nesten alle alderstrinn har mer sykdom enn menn, og lever lengre med sine plager. Menn rammes relativt oftere av mer alvorlige lidelser, men som har kortere forløp, som gjør at menn går raskere ut av livet enn kvinner.

Gjennomsnittlig "levetid med funksjonstap" blant eldre 80 år og over er visst å være dobbel så lang for kvinner som for gamle menn. Kvinner 80 år og over lever dobbelt så lenge med langvarig adl-tap før død sammenliknet med menn. For menn er pleie- og omsorgsforløpene ved slutten av livsløpet vesentlig annerledes. Ikke fordi år med hjelp er vesentlig færre, men at denne fasen er mer konsentrert. Omsorgsforløpene starter seinere og slutter før, det vil si er mer sammentrengte (i henhold til teorien om "compression of morbidity").

Alle tilstander er kortere for menn, både bruk av privat omsorg, hjemmetjenester og institusjonsopphold. Kvinnene oppholder seg for eksempel samlet dobbelt så lenge i sykehjem som menn.

Dødeligheten for kvinner er lav, men de har mer langvarige problemer. Dødeligheten for menn er høyere, og i tillegg lever de kortere med sine problemer. Dette er stikk motsatt utfall av hva Oslo kommune så langt har antatt om samvariasjonen mellom dødelighet og bruk av pleie- og omsorgstjenester, nemlig at det er samvariasjon mellom pleiebehov og dødelighet. For øvrig synes verken kjønn, alder ved død, sosioøkonomisk status eller aleneboenhet å ha noen klar betydning for å komme på sykehjem. Det vi vet om *tid med funksjonstap* blant eldre, burde tilsi at vi ved utmåling av omsorgsbehov skilte mellom kvinner og menn når sammensetningen etter kjønn er forskjellig i populasjoner som sammenliknes.

Alder ved død kan betraktes som en indikator for aldring og regnes som "behovsfaktor" i eldreomsorgssammenheng. Yngre eldre vil jevnt over ha mer kortvarige funksjonstap før de dør enn de aller eldste. Færre vil være alvorlig demente eller ha behov for omfattende kroppslig pleie. Alvorlighetsgraden kan ofte være mindre og evnen til å komme seg vil være annerledes. Flere har ektefelle i livet, og omfanget av privat omsorg vil jevnt over være større. Av alle nevnte grunner vil bruken av kommunale tjenester teoretisk måtte være mer kortvarig med og mindre bruk av aldersinstitusjoner og færre sykehusopphold.

4.5 Sammenfattende drøfting av dødelighet som indirekte mål for funksjonstap og behov for pleie- og omsorgstjenester

Oslo kommune nytter ett felles dødelighetsmål for eldre innbyggere som kriterium for fordeling av midler til kommunale pleie- og omsorgstjenester. Dette er problematisk av flere grunner. Slik vi pekte på innledningsvis, se avsnitt 2.1.2, er det ikke slik at all skrøpelig og funksjonstap og tilhørende bruk av pleie- og omsorgstjenester er avledet av de sykdommer/plager/lidelser som en dør av (a). Og samtidig er det ikke slik at enhver som dør har, eller har like lange og eller like tunge forløp med funksjonstap forut for død. Dette vil variere etter ulike kjennetegn ved eldre, for eksempel knyttet til sosioøkonomisk posisjon (b). Likeens vil vi måtte anta at forløpene arter seg forskjellig om en dør tidlig som gammel sammenliknet med

om en dør seint. Levealder er i seg sjøl en behovsfaktor (c). Disse problematiske sidene ved bruk av dødelighetsmålet vil vi drøfte her i avslutningen av dette kapitlet.

4.5.1 Svakheter ved dødelighetsmålet – dødelighet i forhold til sykdommer en lever med, pleie- og omsorgsforløpenes lengde og alder ved død

Sykdommer/plager/lidelser som en lever med

Som vi alt har vist, angir Romøren hvor lang fasen med mer alvorlige funksjonstap er ved avslutningen av livet for personer 80 år og over. For kvinner er den i gjennomsnitt 3.2 år. Men slik det går fram av Figur 4.1, er hele hjelpe- og omsorgsperioden (tid med mottatt kommunale pleie- og omsorgstjenester) for kvinner 9.5 år. Den skrøpelige fasen står for bare 1/3-del av den tiden en mottar hjelp. For menn er de tilsvarende lengdene 1.8 år og 6.1 år, hvor skrøpeligheitsfasen også utgjør 1/3-del av samlet tid med bruk av kommunale tjenester. Den statistiske lengden på skrøpeligheitsfasen er igjen stort sett sammenfallende med statistisk gjennomsnittlig tid i institusjon. Vi kan tentativt forutsette at denne perioden og den tilhørende bruken av kommunale tjenester er lik den som er knyttet til å dø.⁴⁰

En betydelig del av eldres bruk av omsorgstjenester er imidlertid knyttet til plager og lidelser som en ikke dør av, men som gir behov for kommunale tjenester, fortrinnsvis hjemmehjelp og hjemmesykepleie. At en vesentlig del av bruken av kommunale tjenester er knyttet til behov og bruk uavhengig av død, følger av at de døde i en gitt periode bare utgjør en mindre del av samtlige brukere av pleie- og omsorgstjenester. I treårsperioden 2000-2002 utgjorde døde 80-89 år i gjennomsnitt i underkant av 10 prosent av befolkningen i samme alderen, mens om lag halvparten av dem var brukere av kommunale hjemmetjenester eller hadde plass i institusjon. Det betyr at de som dør i løpet av ett år, bare utgjør 1 av 5 brukere av kommunale

⁴⁰ Men tid tilbrakt i institusjon er ikke alen knyttet til langvarig opphold før en dør, men også alle korttidsopphold og bruk av sykehjem i forbindelse med utskrivning fra for eksempel sykehus. Videre er det ikke slik at alle skrøpelig dør i institusjon. Romørens data fra Larvik viser at sykehjem/aldershjem sto for 75 prosent av det stedet hvor en hadde lengre opphold før død, mens 16 prosent døde i sykehjem og 9 prosent hjemme. Som det vil gå fram av denne rapporten dør ca 2/3 av personer 80 år og over i sykehjem. Slik at perioden med bruk av institusjon i tilknytning til å dø er en god del kortere enn lengden på perioden med mer alvorlige adl-tap

tjenester. Det er igjen et uttrykk for at en vesentlig del av bruken ikke er knyttet til personer som dør.

Det betyr at dødelighetsmålet, uansett hvordan det er innrettet, mest bare kan nyttes som et indirekte mål, og bare gjelde en avgrenset del av den samlede bruken av pleie- og omsorgstjenestene. Dette er antakelig den tyngste innvendingen mot bruk av dødelighet som indirekte mål for funksjonstap og tilhørende bruk av pleie- og omsorgstjenester.

Pleie- og omsorgsforløpenes lengde

Dødelighet som mål for helseproblemer knyttet til død, er tilforlatelig i den forstand at vi må anta at omfanget av helseproblemer i tilknytning til å dø, er større i en befolkningsgruppe der mange dør enn der få dør. Og enkelte undersøkelser (amerikanske, jevnfør Botten et al 2000) viser at kostnadene er omtrent de samme det siste leveåret, uavhengig av hvor gammel en er når en dør. Da blir imidlertid *varigheten* av pleieperioden før død en sentral størrelse.

Slik det går fram av Romørens undersøkelse i Larvik, er menns pleie- og omsorgsforløp vesentlig lengre enn kvinners, og forskjellige fra kvinners ved at hjelpe- og pleiebehovene setter inn seinere og varer kortere. Lengden på kvinnes periode med bruk av kommunale pleie- og omsorgstjenester er 50 prosent lengre enn menns og antall år i institusjon dobbelt så mange. Omsorgsmengden knyttet til pleie- og omsorgsforløpene generelt, og til den mest hjelpe- og pleieavhengige perioden forut for død, er vesentlig forskjellig mellom kjønnene. Hvis det er slik at liknende forskjeller eksisterer mellom ulike sosiale grupper, vil dødelighetsmålet måtte ha høyst ulik vekt om det skal utmåle ulikheter i bruk av pleie- og omsorgstjenester. Også på det punktet vil det måtte foreligge innvendinger til å bruke et dødelighetsmål som "veier det samme" for ulike grupper av eldrebefolkningen.

Videre vil det være slik at mange døde i hele eldrebefolkningen, tilsier at flere dør i tidligere alder. Det reiser imidlertid spørsmålet om variasjoner i helseproblemer etter alder ved død.

Alder ved død

Sykdom/plager/lidelser og lignende skaper i sin tur ulike forløp av funksjonstap. Banene en havner i, er som tidligere nevnt, mye bestemt av om en a) utvikler kroniske sykdommer som demens, leddsykdommer, skader etter hjerneslag, eller om en unngår disse, og i stedet b) på et eller annet tidspunkt rammes av en akutt, dødelig sykdom som

avslutter livet mens en ellers er nokså funksjonsfrisk og ikke avhengig av hjelp for andre (Romøren 2001).

Ulike sykdommer og sykdomsforløp vil med andre ord kunne ende ut med høyst forskjellige pleie- og omsorgsforløp både i lengde og i omfang. Og alder ved død vil kunne ha betydning for hvor en havner i forhold til disse banene. Ved tidlig død vil forløpet antakelig mer sannsynlig likne forløp b enn forløp a.

Demens opptrer med klar aldersgradient fram til fylt 90 år. Blant yngre skrøpelige eldre vil færre være alvorlig demente eller ha behov for omfattende kroppslig pleie. Det er i seg sjøl en klar indikator for mindre hjelpebehov.

Yngre eldre vil oftest ha mindre alvorlige og mer kortvarige funksjonstap før de dør enn de aller eldste. Sykdommenes alvorlighetsgrad og varigheten og evnen til å komme seg vil gjerne være annerledes blant yngre enn eldre gamle. Og omfanget av privat omsorg vil jevnt over være større. Bruken av kommunale tjenester vil være kortere med mindre bruk av aldersinstitusjoner. På grunnlag av data fra Oslo har vi i denne sammenhengen beregnet at cirka 1/3-del av personer 70-79 år i Oslo dør i aldersinstitusjon.

Yngre eldre vil allment ha behov for hjelp over kortere tid og sykdomsbildet vil generelt ikke være så mangfoldig som blant eldre. Siden de aldersrelaterte sykdommene i mindre grad vil gjøre seg gjeldende, kan det bety at omfang av hjelp og pleie hos eldre som dør som relativt unge, vil være mindre enn hos dem som jevnt over dør 10 år seinere. Det at kriteriet og målenheten død tillegges samme "vekt" uavhengig av alder ved død, kan være en vesentlig feilkilde ved generell bruk av dødelighet i tilknytning til for eksempel sosioøkonomisk betinget behov for og bruk av kommunale tjenester.

Denne gjennomgangen viser at en allmenn bruk av dødelighet som behovs-/bruksmål for kommunale pleie- og omsorgstjenester, kan ha vesentlig svakheter ved at målet:

- a) bare indirekte er knyttet til behov hos den delen av brukerne som dør, uten å fange opp den bruk av tjenester som er knyttet til plager en ikke dør av,
- b) ikke tar hensyn til at pleie- og omsorgsmengde varierer ved allmenne kjennetegn ved brukerne, for eksempel etter kjønn og sosioøkonomisk posisjon, det vil si at målenheten ikke er vektet i forhold til slike ulikheter,

- c) ikke har innebygd noen vektning for aldere ved død, men forutsetter at omfang av pleie- og omsorg er like stor uavhengig av alder ved død.

4.5.2 Drøfting av hypoteser om mulig varighet av pleie- og omsorgsforløp etter sosioøkonomisk posisjon og alder ved død

Med grunnlag i kunnskapen som er lagt fram ovenfor, skal vi ta utgangspunkt i en utvikling der vi legger til grunn *to* forhold: a) generell økning i levealder – slik vi har skissert og drøftet denne i de foregående avsnittene, og b) at eldre har kommet høyst *ulikt* i utviklingen mot økt levealder, alt etter sosioøkonomisk posisjon. Vi skal forsøke å drøfte mulige utfall i pleieforløp etter om en dør tidlig eller seint og etter sosioøkonomisk posisjon knyttet til bruk av pleie- og omsorgstjenester knyttet både til de sykdommer/plager/lidelser som en dør av og de en lever med. Vi velger menn som dør i alderen 70-79 år og kvinner som dør etter fylt 80 år.

Resonnementene som følger er spekulative i den forstand at vi mangler empiri som kan underbygge eller avkrefte dem. Deres verdi og holdbarhet er knyttet til hvorvidt analogiene til hva vi empirisk vet om kvinner og menns pleieforløp er overførbare. Utfallene av resonnementene kan således bare ha status som hypoteser.

Hvis det skal foreligge noen positiv effekt av økt levealder knyttet til adl-tap/behovet for omsorgstjenester, må det gå kortere tid fra eldre blir pleietrengende til de dør (compression of morbidity). Hvis ikke det skjer, blir behovet for pleie- og omsorgstjenester det samme eller høyere, sjøl om gamle lever lengre, det vil si blir eldre før de blir pleietrengende – da parallellforskyves bare behovene. Det er derfor *varigheten* av den perioden en har behov for slike tjenester som er avgjørende⁴¹, mer enn i hvilken alder en er i når de pleiemessige behovene oppstår. Men likevel vil antakelig alder ved død være av vesentlig betydning siden de aldersgenerative sykdommene betyr mye for omfang av funksjonstap hos eldre.

⁴¹ I pleie- og omsorgssammenheng blir alle pleietrengende i institusjon 'like pleietrengende' fordi en regner kostnadene per plass, sjøl om den faktiske bruk av noen tjenester internt kan variere fra individ til individ. Det avgjørende er imidlertid varigheten av oppholdet, liggetiden. Varighet er med andre ord hovedpoenget også i forhold til institusjon. I hjemmetjenestene er det imidlertid ikke bare varigheten, men også alvorlighetsgraden av betydning.

Figur 4.2 *Modell for drøfting av funksjonstap og bruk av kommunale pleie- og omsorgstjenester etter sosioøkonomisk posisjon for menn som dør mellom 70 og 80 år og kvinner som dør etter fylt 80-år.*⁴²

Helseproblemer knyttet til å dø og til å leve med etter alder ved død/sosial posisjon	Helseproblemer/adl-tap knyttet til menn som dør mellom 70 og 80 år	Helseproblemer/adl-tap som kvinner 80 år og over dør av eller lever med
Lav sosial posisjon	Fordeling i forhold til de mest vanlige dødsårsaker	Fordeling i forhold til de mest vanlige dødsårsaker
Høy sosial posisjon		

Hvor stor økningen i hjelpe- og pleiebehov som følge av at vi lever lenger vil bli, vil med andre ord avhenge av i hvilken grad de nyvunne siste årene er preget av sykdommer og skader som gir faktisk *funksjonsnedsettelse eller ikke*. Det er med andre ord ulike utfall med hensyn til konsekvensene av sykdom og skade som vil bli det avgjørende, det vil si utfallet vil måtte være betinget av i hvilken grad aldersrelaterte sykdommer lar seg behandle og forebygge. Evnen til å leve med sykdom kan med andre ord påvirkes og endres.

Hypoteser for lengde av pleie- og omsorgsforløp etter sosioøkonomisk status

1. Hypotese 1 – om menn som dør mellom 70 og 80 år

Vår hypotese er at menn som dør 70-79 år og som har lav sosioøkonomisk posisjon vil ha et betydelig innslag av sykdommer som ikke trenger til kommunale pleie- og omsorgstjenester (for eksempel brå død, hjerteinfarkt, kreft), men samtidig et betydelig innslag av plager de lever med. Alt i alt vil de ikke ha særskilt langvarig bruk av pleie- og omsorgstjenester

2. Hypotese 2 om kvinner som dør etter fylt 80 år

For kvinner som dør etter fylt 80 år i lav sosioøkonomisk posisjon, er vår hypotese at deres pleie- og omsorgsforløp vil ligne på det Romøren allment fant for menn. Forløpene vil imidlertid starte

⁴² Av dem som døde i Oslo i perioden 2000-2002 i alderen 70-79 år, var i gjennomsnitt 55 prosent menn, og i alderen 80 år var over 70 prosent kvinner.

tidligere og være tyngre mot slutten enn det Romøren angir for menn. Kvinner i høy sosioøkonomisk posisjon vil ha forløp som likner det Romøren allment finner for kvinner, forløpene vil være lange, men starte seinere og være tyngre mot slutten.

a. Momenter som kan underbygge hypotese 1

Analysen av data fra Europa, USA og Canada viser ikke bare at høy-statusgruppene lever lenger, de lever også en kortere del av livet med adl-tap. Fra Canada er det vist at menn fra de 2 decilene med høyest inntekt lever 14 år lengre uten adl-tap eller funksjonshemming (disability) enn menn fra de 2 decilene med lavest inntekt. Tilsvarende for kvinner var 7.6 år (Robine og Ritchie 1991). Dette er det generelle bildet, også det mest sannsynlig i Norge, jevnfør resultatene som vi har lagt fram i avsnitt 4.2. Vi må imidlertid ikke la oss forlede av dette generelle bildet. I pleie- og omsorgssammenheng er ikke årene eller levealder uten funksjonstap, men levetid *med* funksjonstap det avgjørende. Og da kan bildet se annerledes ut.

Siden gruppen menn i sosioøkonomisk lav posisjon er i flertall blant menn som dør mellom 70 og 80 år, vil det vi generelt vet om å dø tidlig som eldre, ha størst relevans for dem. Og vi vet at menn allment oftere rammes av mer alvorlige lidelser, men som har relativt korte forløp og som gjør at menn går raskere ut av livet enn kvinner (Manton 1997).

Langt flere menn enn kvinner dør uten å ha særlig behov for omsorgstjenester (Romøren 2001). Og en langt mindre del av menns alderdom tilbringes i institusjon. Amerikanske data (Manton 1997) viser at menn 65 år og over i gjennomsnitt vil kunne måtte tilbringe 4 måneder i institusjon mot 16 måneder for kvinner.

For menn som dør mellom 70 og 80 år, vil vi således antakelig måtte finne en nokså klar sosioøkonomisk gradient, sannsynligvis slik at menn i lavere sosiale posisjoner vil ha korte, og ikke særskilt tunge forløp i tilknytning til sykdommer og plager de dør av, men lengre og tyngre forløp knyttet til plager de lever med, jevnfør avsnitt 4.2.

Er det så slik at høystatusgruppene av menn som dør tidlig, har andre forløp enn menn med lav sosioøkonomisk posisjon som dør i tilsvarende alder? Folkehelseinstituttet (jevnfør avsnitt 3.3) har vist at det særlig er menn i sosioøkonomisk høy posisjon som har bedret sin levealder i seinere år, og lever nå like lenge som kvinner gjorde i 1970-åra. Innebærer det at de nærmer seg kvinners pleie- og omsorgsforløp, slik Romøren dokumenterer de? Spørsmålet er vanskelig å besvare. Vi vet at blant de yngre eldre er, kronisk

hjertesykdom, hjerneslag, kreftsykdommer, akutt hjerteinfarkt og plutselig død blant de viktigste dødsårsakene. Sykdommer som ofte leder til nokså umiddelbar død, er lite pleie- og omsorgskrevende og har ofte vesentlig andre konsekvenser enn de plager som er sentrale blant de eldste eldre: demenssykdommene, slitasjegikt, skader (særlig lårhalsbrudd), hjerneslag og senfølger av dette og lungebetennelse.⁴³ Det er tilstander som ofte er årsak til langvarige og alvorlige funksjonstap (Romøren 2001, kap. 5).

Kunnskap om sammensetning av *dødsårsaker* blant dem som dør før fylt 80 år etter sosioøkonomisk posisjon, ville ha kunnet bidratt mye til svaret på spørsmålet om pleiemessige konsekvenser for eldre som dør relativt tidlig i alderdommen. Dette bør kunne utredes videre da det empiriske grunnlaget for slike analyser foreligger.

b. Momenter som kan underbygge hypotese 2

Kvinner 80 år og over i høy sosial posisjon

Studier blant annet fra USA (Manton 1997) viser at omfanget av redusert funksjonsevne blant eldre i betydelig grad er betinget av hvordan en evner å behandle og forebygge følgene av sykdom. Når vi ser bort fra aldersdemens, er det hjertesykdommer, hjerneslag, slitasjegikt og skader (lårhalsbrudd) som oftest er årsak til de langvarige og alvorlige funksjonstapene blant eldre i Norge i dag.⁴⁴ Erfaringer fra seinere år viser imidlertid at disse kan behandles og forebygges bedre enn tidligere (Romøren 2001).⁴⁵

⁴³ Lungebetennelse er oftest umiddelbar dødsårsak. I mange tilfeller er denne forbundet med langvarige og sammensatte sykdomsforløp som det ofte er knyttet betydelig omfang av pleie- og omsorgstjenester til. Eldre dør sjelden friske av lungebetennelse.

⁴⁴ Helseundersøkelser i Nord-Trøndelag har i perioden 1995-97 kartlagt sykdom blant sykehjemspasienter i 22 av fylkets 24 kommuner. Denne undersøkelsen gir antakelig et godt bilde av pasientbelegget i norske sykehjem. De vanligste sykdommene er aldersdemens (40 %), hjerneslag (19 %), kronisk hjertesykdom (5 %), lårhalsbrudd (3 %) og slitasjegikt (3 %) (St meld nr 30 (2000-2001), Langtidsprogrammet 2002-2005).

⁴⁵ En undersøkelse fra USA viser betydningen av bedret behandling. I en studie for perioden 1984-1994 ble det vist at bedret funksjonsevne ikke skyldtes mindre sykdom, men mer intens og bedre behandling. Det er med andre ord ikke mindre sykdom, men bedret funksjon gitt omfanget av sykdom som gjør seg gjeldende (McCellan og Yen i Botten et al 2000). Resultater i samme retning bekreftes fra Norge der en finner at andelen med nedsatt funksjonsevne blant eldre under 80 år med hjertekarsykdommer, ble redusert i perioden 1985-1998, noe som antas å skyldes behandling og tilrettelegging (Botten et al 2000).

At flere ved behandling overlever og lever med sine funksjonstap kan gjøre at registrert sykkelighet blir av mer "lettere" karakter – slik Botten et al 2000 som nevnt mener å vise for Norge. Men samtidig kan det være at omfanget av adl-tap blant eldre i realiteten øker (foreløpig dårlig undersøkt). Bedre behandlingsmuligheter kan også bety at stadig flere syke eldre holdes i live, og at en derigjennom får en eldrebefolkning som gradvis blir skrøpeligere. Det kan igjen være en del av forklaringen på at dødeligheten blant eldre generelt går ned og levealderen opp, mens sykkeligheten avtar og omfanget av funksjonstap øker. En lever ytterligere lengre med flere plager.

En kan også anta at forebygging utsetter tidspunktet for når plager oppstår, men noe som ikke automatisk resulterer i mindre plager. Men er en blitt eldre, er samtidig evnen til å leve med plager mindre, og av den grunn vil en kunne dø raskere. Slik kan omkostningene til pleie- og omsorg kanskje bli noe mindre. Og om en sykdommer forebygges radikalt, for eksempel hjertekarsykdommer hos personer i høy sosial posisjon, må disse mest sannsynlig erstattes av andre, for eksempel langvarig senil demens med endepunkt i pnevmonia, som summa summarum kan gi et større pleiebehov enn for eksempel hjertesvikt etter hjerteinfarkt.

Generelt er det slik at aldersrelaterte sykdommer som en lever med og som en kan behandles for (unntatt aldersdemens), opptrer med økende i prevalens med alder. Det tilsier at utsiktene til å pådra seg disse er størst for dem som lever lengst, det vil si kvinner i høy sosial posisjon.

Lengden av enkelte sykdomsforløp synes også betinget av sosio-økonomisk posisjon, idet for eksempel personer med utdanning på universitetsnivå kan forvente å leve halvannet år lenger etter en kreftdiagnose enn en person med kun grunnskole, korrigert for type kreft, alder og tidspunkt for diagnose (St meld nr 50 (2002-2003)).

Kvinnenes lange pleie- og omsorgsforløp er ikke helt ut forklart, men kan være knyttet til kjønnsbestemt konstitusjon, det vil si generell evne til å leve lengre. Det synes å være primærkjennetegnet. Høy-statusgruppene av kvinner deler dette kjennetegnet, samtidig som de levekårsmessig over tid har bedret grunnlaget for å leve lenge.

Det er også rimelig å anta lengre skrøpeligheidsperioder for eldre kvinner med høy sosial posisjon, ut fra antagelsen om at de jevnt over best evner å dra nytte av forebyggende tiltak og behandling samtidig som de vil kunne evne å leve lengre med behandlede skader på grunn av allmenn god helse.

Vi har også vist at høyere alder ved død fører til lengre opphold i sykehjem. Og alder ved død betraktes generelt som en indikator på aldring, og regnes som en "behovsfaktor" også for kvinner som dør i høy alder. Det burde gi særlig utslag for høystatusgruppene som lever lengst blant de langtlevende.

Hvis det er slik at kvinner i høy sosial posisjon lever relativt lenge med nokså omfattende hjelpe- og omsorgsbehov, snur det opp ned på den antatte sammenhengen mellom dødelighet og behov for pleie- og omsorgstjenester, nemlig at lav dødelighet gir tilsvarende lavt behov for kommunale pleie- og omsorgstjenester.

Kvinner 80 år og over i lav sosial posisjon

Kvinner i lav sosialøkonomisk posisjon som dør etter fylt 80 år, vil være relativt sett mindre selekterte enn menn som dør etter 80 år. De vil ha et langt større innslag av adl-plager og vil jevnt over ha dårligere helsetilstand, jevnfør avsnitt 4.2, enn kvinner med høy sosial posisjon i samme alder. Av slike grunner antar vi at de vil starte tidligere i sine pleie- og omsorgsforløp. Men de vil ikke på samme måte som kvinner med høy sosial posisjon, evne like lange forløp nettopp fordi de betingelsene som fører til lengre pleie- og omsorgsforløp hos kvinner i høyere sosial posisjon, per se ikke er til stede i samme grad. Disse kvinnenes samlede forløp vil måtte avsluttes før og samlet sett bli av kortere varighet enn kvinner med høy sosial posisjon, men kanskje noe tyngre. De vil med andre ord måtte komme til å ha samlet sett mindre bruk av pleie- og omsorgstjenester, men være registrert med høyere dødelighet. Utfallet vil i hovedsak måtte være motsatt av det som ligger innebygget i Oslo kommunes antagelser om slike sammenhenger.

Konklusjon

En vesentlig grunn til at vi har gjennomført disse *tentative* resonnementene, utgår fra mandatet for oppdraget, som også innbefatter å drøfte hvorvidt dødelighet er et godt mål for sosioøkonomisk betinget bruk av er pleie- og omsorgstjenester. Det foreligger etter vår vurdering foreløpig ikke pålitelig empiri om disse sammenhengene. Men de data som foreligger og sannsynligheten som utgår av våre resonnementer i dette avsnittet, gjør det etter vår vurdering høyst usikkert om for eksempel lav dødelighet i ulike undergrupper av befolkningen under de fleste omstendigheter medfører lavt bruk av pleie- og omsorgstjenester. Det er på langt nær usannsynlig at faktisk empiri kan vise at det motsatte er tilfellet. Det siste er imidlertid i beskjeden grad utredet.

4.6 Sammendrag

Ved hjelp av forskningslitteratur har vi i dette kapitlet i hovedsak gjort rede for og drøfter hvor godt dødelighet måler helsetilstanden i befolkningen og behovet for pleie- og omsorgstjenester etter sosioøkonomiske kjennetegn.

Der foreligger ikke samlemål for helse og sykkelighet

Det er systematisk samvariasjon i sykkelighet etter ulikheter i befolkningens sosioøkonomisk posisjon uavhengig av de mål som brukes, om det er utdanning, inntekt, yrkesgruppe, yrkesstatus eller klasse. Og det er betydelige forskjeller mellom dem som befinner seg i topp og bunn etter disse målene. Det foreligger imidlertid ikke konsensus om hvilket/hvilke mål som best måler helsetilstand. Vi har ikke har funnet svar på om det kan etableres ett samlemål for helse som er statistisk pålitelig og som kan erstatte dødelighet som indirekte mål for sykkelighet. Det mangler etter vår vurdering etablert pålitelig mål for sykkelighet. Vi konkluderer med at det ikke foreligger et samlemål for helse på linje med dødelighet.

Dødelighet er et mangelfullt mål for helsetilstand og behov for pleie- og omsorgstjenester

Helse målt ved dødelighet i Norge utviser både for kvinner og menn en klar og systematisk sosial gradient, særlig gjelder det for menn. Dødelighet samvarierer med ulike mål for sosioøkonomisk posisjon. I motsetning til mål for helse og sykkelighet, er dødelighet på sett og vis et entydig mål. Men som for sykkelighet utviser dødelighet stor variasjon i spredningen i skåre etter mål for sosioøkonomisk posisjon. Dødelighet er et godt mål for den generelle helsetilstanden *i en hel befolkning*. Det foreligger jevnt over en generell og analog variasjon i sykkelighet og funksjonsevne på den ene sida og dødelighet på den andre etter folks sosioøkonomiske posisjon. Og det er nær sammenheng mellom helse målt ved en del enkeltsykdommer, for eksempel hjerteinfarkt og dødelighet og begges forankring i den sosioøkonomiske dimensjonen.

Men ut over at det foreligger en generell positiv sammenheng mellom sykkelighet og dødelighet, er denne sammenhengen problematisk. Dødelighet er imidlertid et nokså entydig og presist mål for hva som leder til død. Helsetilstand, uhelse eller sykkelighet er imidlertid forbundet med mye mer enn tilstander som har dødelige utfall. Sykkelighet og helsetilstand viser til et mangfold av tilstander som kan være uensartede og hvor uhelse på langt nær bestandig fører til død. Og så lenge vi ikke kan avgrense og definere ”den delen av

sykeligheten” som leder til død, kan vi for helse som helhet, ikke nå lenger enn til å konstatere at det foreligger generell positiv samvariasjon i forhold til dødelighet etter sosioøkonomisk posisjon. Og at dette forholdet synes bare å kunne utmåles mer eller mindre nøyaktig i forhold til enkelte delmål for sykkelighet.

Forholdet mellom dødelighet og sykkelighet i betydningen funksjonstap i forhold til personlige og daglige gjøremål (adl-tap), er enda mer komplisert og vanskeligere å bestemme. En rekke sykdommer leder ikke til adl-tap samtidig som betydelige tap av adl-funksjoner kan være uten påviselig tilknytning til sykdom. Og mens dødeligheten blant eldre i Norge har gått ned, har sykkeligheten etter enkelte mål tiltatt, mens andelen med funksjonstap antakelig både har gått opp og ned. Vi mangler pålitelige mål for sammenheng mellom observert dødelighet og helsetilstand målt etter nedsatt funksjonsevne (adl-tap) og dermed pålitelige tall for behovet for helse- og omsorgstjenester.

Variasjoner i levetid med funksjonstap

I tilknytning til at eldre har økt sin levealder betydelig de 50 siste åra, er det sentrale spørsmålet i pleie- og omsorgssammenheng hvorvidt økt levealder fører til at den perioden vi er hjelpe- og pleietrengende, er blitt/vil bli lengre eller kortere, pleiemessig tyngre eller lettere sammenliknet med tidligere? Det viktige skillet i pleie- og omsorgssammenheng er ikke bare hvor lenge en lever, men hvor lenge vi lever *med* funksjonstap, dvs. ”levetid med funksjonstap”. Kvinner 80 år og over synes å leve dobbelt så lenge med langvarig adl-tap før død sammenliknet med menn. Slike tilstander er kortere for menn, både pleie- og omsorgsforløpenes lengde og bruken av hjemmetjenester og institusjonsopphold.

Dødeligheten for kvinner er lav, men de har mer langvarige problemer. Dødeligheten for menn er høyere, men de lever kortere med sine problemer. Dette er stikk motsatt utfall i forhold til hva Oslo kommune så langt har antatt og lagt til grunn om samvariasjonen mellom dødelighet og bruk av pleie- og omsorgstjenester. På bakgrunn av hva vi vet om levetid med funksjonstap hos kvinner versus menn, er det etter vår vurdering høyst usikkert om for eksempel lav dødelighet i ulike undergrupper av befolkningen, for eksempel etter sosioøkonomisk posisjon, medfører tilsvarende lavt bruk av pleie- og omsorgstjenester. Det er på langt nær usannsynlig at empiri om de faktiske forhold, vil kunne vise at det motsatte er tilfellet. Det siste er imidlertid i liten grad undersøkt.

Noen svakheter ved dødelighet som mål for funksjonstap og behov for pleie- og omsorgstjenester

Av flere grunner er det problematisk å benytte ett felles mål for dødelighet i alle eldre aldersgrupper for å fange opp variasjon i funksjonstap og behovet for pleie- og omsorgstjenester:

- 1) Det er ikke slik at all skrøpelighet og funksjonstap og tilhørende bruk av pleie- og omsorgstjenester er avledet av de sykdommer/plager/lidelser som en dør av. Det betyr at dødelighetsmålet, uansett hvordan det er innrettet, bare kan nyttes som et indirekte mål og bare gjelde en avgrenset del av den samlede bruken av pleie- og omsorgstjenestene. Det er antakelig den tyngste innvendingen mot bruk av dødelighet som indirekte mål for bruk av pleie- og omsorgstjenester
- 2) Samtidig er det ikke slik at enhver som dør har like lange og eller like tunge forløp med funksjonstap forut for død. Dette vil variere etter ulike kjennetegn ved eldre, for eksempel etter kjønn. Hvis det er slik at liknende forskjeller eksisterer mellom ulike sosiale grupper, vil dødelighetsmålet måtte gis tilsvarende ulik vekt om det skal utmåle ulikheter i behovsromfang og i bruk av pleie- og omsorgstjenester. Også på det punktet vil det måtte foreligge innvendinger med å bruke et dødelighetsmål som "veier det samme" for ulike grupper av eldrebefolkningen.
- 3) Likeens vil vi måtte anta at forløpene arter seg forskjellig om en dør tidlig som gammel sammenliknet med om en dør seint. Alder ved død kan betraktes som en indikator for aldring og regnes som en sjølstendig "behovsfaktor" i eldreomsorgssammenheng. Det at kriteriet og målenheten *død* tillegges samme "vekt" uavhengig av alder ved død, kan være en annen vesentlig feilkilde ved generell bruk av dødelighet som indirekte mål for behov for og bruk av kommunale tjenester.

Gjennomgangen viser at en allmenn bruk av dødelighet som behovs-/bruksmål for kommunale pleie- og omsorgstjenester har vesentlig svakheter ved at dette målet:

- a) bare indirekte er knyttet til behov hos den delen av brukerne som dør uten å berøre den bruken av tjenester som er knyttet til plager en ikke dør av, både hos dem som dør og brukere som ikke dør,
- b) ikke tar hensyn til at pleie- og omsorgsmengde varierer ved allmenne kjennetegn ved brukerne, for eksempel etter kjønn og sosioøkonomisk posisjon, dvs. at målenheten ikke er vektet i forhold til slike ulikheter,

- c) ikke har innebygd noen vektning for alder ved død, men forutsetter at omfanget av pleie- og omsorgsbehov er like stort uavhengig av alder ved død.

Forsknings- og utredningsoppgaver som gjenstår

Det foreligger etter vår vurdering foreløpig ikke tilstrekkelig pålitelig empiri om de sammenhengene Oslo kommune ønsker svar på. Kunnskap om sammensetning av *dødsårsaker*, særlig blant de som dør før fylt 80 år, etter sosioøkonomisk posisjon, ville ha kunnet bidratt noe til svaret på spørsmålet om de pleiemessige konsekvenser foreldre som dør relativt tidlig i alderdommen. Dette bør kunne utredes videre da det empiriske grunnlaget for slike analyser foreligger.

Den sikreste måten å få fram kunnskap om behov for kommunale pleie- og omsorgstjenester mellom Oslos bydeler, går etter vår vurdering gjennom kartlegging av variasjonen i befolkningens funksjonsnivå med vekt på adl-funksjoner etter sosioøkonomisk posisjon. Til det siste kan nyttes både opplysninger om utdannings- og inntektsnivå hentet inn ved hjelp av registerdata. Registrering av fordeling av funksjonstap i eldrebefolkningen kan gjennomføres analogt til NIBRs undersøkelse i Storby i 1991. Her kom vi fram til at en kunne bruke eldres utdanningsnivå med tilhørende skåre på en pleiepoengsindeks som *direkte mål for omfang av denne typen funksjonstap blant eldre*, og som er et godt mål for behov for kommunale pleie- og omsorgstjenester på sosioøkonomisk grunnlag. Når mål for samvariasjonen med sosioøkonomiske forhold er etablert, vil antakelig for eksempel utdanningsnivå kunne fungere som et kvantitativt direkte spesifikt mål for ulikhet mellom bydelene i sosioøkonomisk betinget behov for pleie- og omsorgstjenester. Dette kunne så i sin tur testes ut mot den utdanningsspesifikke betingede bruken av pleie- og omsorgstjenester på bynivå. Dette burde kunne gjennomføres gjennom en og samme undersøkelse.

Hvis IPLOS – nasjonal individbasert pleie- og omsorgsstatistikk – blir operasjonalisert etter intensjonene, vil imidlertid data fra denne basen på sikt antakelig kunne gi et interessant grunnlag for å gi svar på de spørsmål som er forsøkt drøftet og analysert i dette prosjektet.

5 Om måling av forskjeller i dødelighet

5.1 Dødelighet og måling av ulikhet

I det følgende vises det hvordan ulikhet måles i denne rapporten. Fremstillingen er forholdsvis enkel og en mer grundig gjennomgang finnes i kapittel 10.

5.1.1 Andel og absolutt ulikhet

Det finnes mange måter å beskrive ulikhet på og mange kvantitative mål kan benyttes for å beskrive ulikhet, blant annet mål basert på standardavviket til et tallmateriale. Ulikhetsmål basert på standardavviket er ikke alltid lett å tolke og de inneholder skjulte normative forutsetninger ved at store avvik fra gjennomsnittet teller eksponentielt mer enn små avvik. Svakheter ved ulikhetsmål basert på standardavviket gjør at vi primært vil benytte et ulikhetsmål som kan kalles *det veide relative absoluttverdiavviket* eller *andel ulikhet*. Dette ulikhetsmålet har instituttet blant annet benyttet i analyser av kommunevise forskjeller i dekning og årsverksforbruk i pleie- og omsorgssektoren, se Toresen (2003b).

Andelen ulikhet er et lett tolkbart og generelt ulikhetsmål og ulikhet mellom bydelene kvantifiseres ved svaret på følgende spørsmål: Hvor stor andel av det totale antall døde fordelt på aldersgrupper måtte ”omfordes” mellom bydelene for at dødeligheten skulle bli den samme og lik den gjennomsnittlige dødeligheten for Oslo kommune sett under ett? Det vil si: *Andel ulikhet mellom bydelene* viser hvor stor andel av det totale antall døde som må ”overflyttes” mellom bydelene for at dødeligheten skal bli den samme i alle bydeler. Alternativt: *Absolutt ulikhet mellom bydelen* viser hvor mange døde

som må overflyttes mellom bydelene for at dødeligheten skal bli den samme i alle bydeler.

Den måten forskjeller i dødelighet måles på i rapporten, kan assosieres med vanlige dødelighetsindekser – der dødeligheten i bydelene på et gitt alderstrinn måles som en prosentandel av dødeligheten i Oslo kommune, se avsnitt 6.2.3. Den måten ulikhet måles på er også nært knyttet til ulike mål for ”standardisert” dødelighet. Det vil si dødelighet korrigert for ulik alderssammensetning i bydelene, fordeling på kvinner og menn eller andelen gifte og ikke-gifte i bydelene med mer.

5.1.2 Ulikhet, alder og andre kjennetegn

Når man skal måle forskjeller i dødelighet etter innbyggernes alder, er det to motstridende hensyn som må veies mot hverandre. For det første, dødeligheten øker med alderen (for personer 50 år og over som er tema i denne studien) og for å få et mest mulig korrekt bilde av forskjeller mellom bydelene, bør man velge smalest mulig aldersintervaller for å unngå skjevheter som skyldes at enkelte bydeler kan ha en forholdsvis ung befolkning innenfor ett bestemt aldersintervall, mens andre bydeler har en forholdsvis gammel befolkning innenfor det samme intervallet. Sett fra et slikt perspektiv kan for eksempel aldersintervaller på fem år (for døde 50 år og over) være hensiktsmessig.

På den annen side er det forholdsvis få døde innenfor et såpass kort aldersintervall som fem år, spesielt blant forholdsvis yngre personer, for eksempel 50-54 år, og svært gamle, for eksempel 95-99 år. Dermed kan rene tilfeldigheter skape et inntrykk av større ulikhet enn det som er reelt. Dette siste problemet kan (delvis) løses ved å betrakte dødeligheten over flere år. Det veide gjennomsnittet av antall døde og antall innbyggere for flere år sett under ett gir trolig et bedre uttrykk for reelle forskjeller i dødelighet på hvert enkelt alderstrinn enn når man kun ser på ett enkelt år. Denne konklusjonen gjelder også om man ser på for eksempel tiårs alderstrinn.

Det er begrenset hvor mange *andre kjennetegn* enn alder det er hensiktsmessig å splitte de døde på, selv om det i teorien kan være ønskelig, fordi det blir svært få observasjoner på bydelsnivå slik at tilfeldigheter vil spille en betydelig rolle. For eksempel var det kun to døde av i alt 48 gifte kvinner 80 år og over med lang høyskoleutdanning i hele Oslo som et gjennomsnitt for 2000-2002, se Tabell 7.1.

5.2 Eksempel – total variasjon i dødelighet

I det følgende presenteres eksempler som konkretiserer innholdet i begrepene absolutt ulikhet og andel ulikhet. Hovedpoenget er at forskjeller i dødelighetsrater medfører avvik mellom det faktisk og forventede antall døde i hver bydel. Disse avvikene danner utgangspunktet for måling av ulikhet.

5.2.1 Ulikhet må måles i forhold til noe

Når man skal måle ulikhet, for eksempel variasjon i dødelighet mellom Oslos bydeler, må ulikheten måles i forhold til et eller annet referansepunkt. Vanligvis benyttes gjennomsnittet som referanse, det vil her si gjennomsnittlig dødelighet. Man kan også si at den gjennomsnittlige dødelighetsraten viser den forventede dødelighetsraten i hver bydel. Den forventede dødelighetsraten kan gjelde alle innbyggere sett under ett, eller de forventede dødelighetsratene kan spesifiseres på kjønn, sivil status, utdanning og så videre.

5.2.2 Forventet total dødelighet i hver bydel

Anta at det kun er fire bydeler og at antall døde og innbyggere (på et visst alderstrinn) er som vist i Tabell 5.1. De to første kolonnene viser det faktiske antall døde og innbyggere i bydelene, mens bydelenes faktiske dødelighetsrater er gjengitt i den tredje kolonnen. Dødsraten for Oslo i alt er lik 0,106 døde per innbygger. Dette er lik det veide gjennomsnittet av dødelighetsratene i bydelene med andelen innbyggere som vekter.⁴⁶

Ulikhet må måles i forhold til et eller annet referansepunkt. Det mest naturlige er å benytte dødelighetsraten for Oslo i alt og den fjerde kolonnen viser den forventede dødelighetsraten i hver bydel, som er lik det veide gjennomsnittet for Oslo. Den femte kolonnen viser det forventede antall døde i hver bydel, det vil si det antall døde det ville vært dersom dødelighetsraten i hver bydel var som for Oslo i alt. Dette tilsvarer en situasjon med *fullkommen likhet* fordi det ikke ville være noen variasjon i dødeligheten mellom bydelene.

Den sjette kolonnen viser avviket mellom det faktiske antall døde og det forventede antall døde i hver bydel. I bydel 1 er det 11 flere døde enn forventet, det er 13 flere døde enn forventet i bydel 3, mens det er

⁴⁶ Til sammenligning er det aritmetiske gjennomsnittet av bydelenes dødelighetsrater lik 0,115.

henholdsvis 6 og 18 færre døde enn forventet i bydel 2 og bydel 4. Summen av de positive og negative avvikene er lik null og dette gjelder alltid.

Den sjettede kolonnen viser umiddelbart at dersom man rent hypotetisk "flyttet" 24 døde fra bydel 1 og 3 til de to andre bydelene, det vil si 6 døde til bydel 2 og 18 døde til bydel 4, ville dødelighetsratene i alle bydeler bli identisk og lik den totale dødelighetsraten for Oslo i alt. Det vil si at den *absolutte ulikheten* er lik 24 døde i dette eksemplet. Den absolutte ulikheten utgjør 13,3 prosent av det totale antall døde, det vil si 4/180 døde, og dette er *andelen ulikhet* målt i prosent. Det vil si at dersom man "flyttet" 13,3 prosent av de døde fra de to bydelene med høyere dødelighet enn forventet til de bydelene som har lavere dødelighet enn forventet, ville dødelighetsraten bli identisk i alle bydeler – og dette tilsvarer en situasjon med fullstendig likhet.

Tabell 5.1 *Absolutt og andel ulikhet. Eksempel. Døde, innbyggere og dødelighetsrater ikke spesifisert på kjønn*

	1	2	3	4	5	6	7
	Antall døde faktisk	Antall innbyggere	Dødsrate faktisk	Dødsrate forventet	Antall døde forventet	Avvik antall døde	Absoluttverdi avvik
Bydel 1	32	200	0,160	0,106	21	11	11
Bydel 2	36	400	0,090	0,106	42	-6	6
Bydel 3	66	500	0,132	0,106	53	13	13
Bydel 4	46	600	0,077	0,106	64	-18	18
Oslo i alt	180	1700	0,106	0,106	180	0	48
Absolutt ulikhet						48/2 =	24
Andel ulikhet						24/180 =	0,133

Matematisk må man gå en "omvei" for å komme frem til dette resultatet og grunnen er at positive og negative avvik summerer til null, jevnfør at summen i den sjettede kolonnen er lik null. Den siste kolonnen viser absoluttverdien til avvikene i hver bydel og summen over alle bydeler er lik 48 døde. Ettersom avvikene i den sjettede kolonnen summerer til null, må absoluttverdiene summere til det dobbelte av de positive avvikene eller det dobbelt av de negative avvikene (målt i positive tall). Det følger at *summen av absoluttverdiavvikene dividert med 2* er lik den *absolutte ulikheten*.

$$(5.1) \quad \text{Absolutt ulikhet} = \frac{|11| + |-6| + |13| + |-18|}{2} = \frac{48}{2} = 24$$

Andelen ulikhet er lik den absolutte ulikheten dividert med det totale antall døde.

$$(5.2) \quad \text{Andel ulikhet} = \frac{24}{180} = 0,133$$

En annen tolkning er at den totale variasjonen i dødelighet tilsvarer 24 døde, eller at den totale variasjonen utgjør 13,3 prosent av det totale antall døde. Varians og standardavvik er andre mål for den totale variasjon i et tallmateriale.

5.2.3 Forventet dødelighet spesifisert på kjønn

Det er ønskelig å vurdere hvor stor ulikheten er når innbyggerne spesifiseres på kjønn, sivil status og utdanningsgrupper fordi det er til dels betydelige forskjeller i dødelighet mellom ulike befolkningsgrupper. Tabell 5.2 viser et eksempel der de døde og innbyggerne i Tabell 5.1 er spesifisert på kjønn.

Tabell 5.2 *Andel og absolutt ulikhet. Eksempel. Døde, innbyggere og dødelighetsrater spesifisert på kjønn.*

	Antall døde			Antall innbyggere		
	Menn	Kvinner	I alt	Menn	Kvinner	I alt
Bydel 1	20	12	32	120	80	200
Bydel 2	28	8	36	200	200	400
Bydel 3	40	26	66	230	270	500
Bydel 4	27	19	46	200	400	600
Oslo i alt	115	65	180	750	950	1700
	Dødelighetsrater			Andel innbyggere		
	Menn	Kvinner	I alt	Menn	Kvinner	I alt
Bydel 1	0,167	0,150	0,160	0,600	0,400	1,000
Bydel 2	0,140	0,040	0,090	0,500	0,500	1,000
Bydel 3	0,174	0,096	0,132	0,460	0,540	1,000
Bydel 4	0,135	0,048	0,077	0,333	0,667	1,000
Oslo i alt	0,153	0,068	0,106	0,441	0,559	1,000

Tabell 5.3 viser hvordan ulikhet beregnes i dette tilfellet. I hver bydel er den forventede dødelighetsraten til henholdsvis menn og kvinner lik gjennomsnittet for Oslo i alt. Det forventede antall døde spesifisert på kjønn er lik den forventede dødelighetsraten til henholdsvis menn og kvinner multiplisert med antall menn og kvinner i hver bydel. Den tredje hoveddelen i Tabell 5.3 viser avviket mellom det faktiske og forventede antall døde menn og kvinner i hver bydel. Summen over alle bydeler er lik null både for menn, kvinner og for menn og kvinner

i alt. Avvikene må transformeres til absoluttverdier for å måle ulikhet, som vist i den siste hoveddelen i Tabell 5.3. Den absolutte ulikheten i dødelighet fordelt på kjønn og i alt er lik absoluttverdisommene dividert med 2.

Tabell 5.3 *Andel og absolutt ulikhet. Eksempel. Forventede dødelighetsrater, forventet antall døde og avvik faktisk og forventet antall døde.*

	Dødelighetsrater forventet			Antall døde forventet		
	Menn	Kvinner	I alt	Menn	Kvinner	I alt
Bydel 1	0,153	0,068	0,106	18	5	21
Bydel 2	0,153	0,068	0,106	31	14	42
Bydel 3	0,153	0,068	0,106	35	18	53
Bydel 4	0,153	0,068	0,106	31	27	64
Oslo i alt	0,153	0,068	0,106	115	65	180
	Avvik døde			Absoluttverdiavvik døde		
	Menn	Kvinner	I alt	Menn	Kvinner	I alt
Bydel 1	2	7	8	2	7	8
Bydel 2	-3	-6	-8	3	6	8
Bydel 3	5	8	12	5	8	12
Bydel 4	-4	-8	-12	4	8	12
Oslo i alt	0	0	0	13	28	41
Absolutt ulikhet				6	14	20
Andel ulikhet				0,055	0,216	0,113

Den absolutte ulikheten i dødelighet blant menn tilsvarer 6 døde, mens den absolutte ulikheten i dødelighet blant kvinner tilsvarer 14 døde, slik at den absolutte ulikheten for innbyggere i alt tilsvarer 20 døde når den forventede dødeligheten i hver bydel spesifiseres på kjønn.

5.2.4 Hvor mye forklarer kjønn av total variasjon?

Når de forventede dødelighetsratene ikke spesifiseres på kjønn, er den absolutte ulikheten lik 24 døde, jevnfør Tabell 5.1. Når de forventede dødelighetsratene spesifiseres på kjønn, er den totale ulikheten lik 20 døde. Det vil si at den totale ulikheten reduseres med 4 døde når det spesifiseres separate dødelighetsrater for menn og kvinner. Kjønn ”forklarer” med andre ord en del av den totale variasjonen i dødelighet mellom bydelene i dette eksemplet. Men hvor mye ”forklarer” kjønn? Den totale variasjonen er lik 24 døde, mens variasjonen reduseres med 4 døde når de døde spesifiseres på kjønn. Derfor ”forklarer” kjønn 16,7 prosent av den totale variasjonen (det vil si $4/24$).

5.3 Andel og absolutt ulikhet – formell fremstilling

Dødelighetsindekser viser at det er markerte forskjeller i dødelighet mellom bydelene i Oslo og spørsmålet er: Hvordan kan man ved hjelp av ett enkelt mål tallfeste de bydelsvise forskjellene i dødelighetsrater eller antall døde? I dette notatet benyttes følgende to hovedmål når ulikhet mellom bydelene tallfestes:

- *Den absolutte ulikheten i dødelighet mellom bydelene er lik absoluttverdisummen av avvikene mellom det faktiske antall døde og antall døde ved lik dødelighet i alle byder dividert med 2. Den absolutte ulikheten viser hvor *mange* døde som måtte ”overflyttes” mellom bydelene for at dødeligheten skulle bli den samme i alle bydeler.*
- *Andelen ulikhet i dødelighet mellom bydelene er lik den absolutte ulikheten dividert med det totale antall døde i Oslo kommune. Andelen ulikhet viser hvor høy *andel* av det totale antall døde (eller hvor mange prosent av de døde) som måtte overflyttes mellom bydelene for at dødeligheten skulle bli identisk i alle bydeler.*

Det kan vises, se nedenfor, at denne måten å måle ulikhet på innebærer at bydeler med få innbyggere og døde teller proporsjonalt mindre enn bydeler med mange innbyggere og døde. Det vil si at andelen ulikhet og absolutt ulikhet er veide gjennomsnitt, der det relative absoluttverdiavviket i hver bydel teller proporsjonalt med antall innbyggere i bydelen. Bydelene Sentrum og Marka har svært få innbyggere og døde, og når den totale ulikheten mellom bydelen kvantifiseres, teller disse bydelene langt mindre enn mer folkerike bydeler med mange innbyggere og døde.

I det følgende vises det formelt hvordan forskjeller i dødelighet eller antall døde mellom bydelene kvantifiseres. For øvrig vises det til kapittel 10 der det gis en mer matematisk preget fremstilling av flere aktuelle problemstillinger.

Det registrerte og forventede antall døde

I dette avsnittet spesifiseres ikke de døde på alder, men man kan tenkes seg at formlene for eksempel gjelder døde 50 år og over.

Det faktiske og forventede antall døde

Det faktiske eller registrerte antall døde D_r i hver bydel r er lik den faktiske dødsraten M_r multiplisert med antall innbyggere F_r i bydelene. I enkelte bydeler er dødsraten forholdsvis lav slik at det er relativt få døde sett i forhold til antall eldre innbyggere, i andre bydeler er dødsraten forholdsvis høy slik at det er relativt mange døde.

$$(5.3) \quad D_r = M_r \cdot F_r \quad = \text{Faktisk antall døde}$$

Dersom det ikke var forskjeller i dødelighet mellom bydelene, ville dødsratene være identisk i alle bydeler og lik det veide gjennomsnittet for Oslo kommune. Det forventede antall døde E_r hver bydel er lik den gjennomsnittlige dødsraten i Oslo kommune M multiplisert med antall innbyggere i bydelen F_r . Dette er en situasjon med *fullstendig likhet i dødelighet* mellom bydelene.

$$(5.4) \quad E_r = M \cdot F_r \quad = \text{Forventet antall døde}$$

Avvik faktisk og forventet antall døde

Det *absolutte avviket* mellom det faktiske og forventede antall døde i hver bydel ΔD_r er definert ved differansen i (5.5). Avvikene sier direkte hvor mange flere eller færre døde det er i hver bydel enn det som kan forventes, det vil si dersom dødsraten til innbyggere i alt i hver bydel er lik gjennomsnittet for Oslo kommune. Det ses her bort fra aldersfordeling, fordeling på kjønn et cetera for å få frem det vesentlige i saken.

$$(5.5) \quad \Delta D_r = D_r - E_r = (M_r - M) \cdot F_r$$

Det *relative avviket* i faktisk dødelighet fra forventet dødelighet er lik forholdstallet i (5.6). Merk at nevneren i dette uttrykket er lik det forventede antall døde i hver bydel.

$$(5.6) \quad \frac{\Delta D_r}{E_r} = \frac{D_r - E_r}{E_r} = \frac{M_r - M}{M}$$

Avvikene mellom det faktiske antall døde i hver bydel og det antall døde det ville vært dersom dødsratene hadde vært identiske i alle bydeler og lik det veide gjennomsnittet for Oslo i alt, danner utgangspunktet for en kvantifisering av forskjeller i dødelighet mellom bydelene ved hjelp av ulikhetsmålene absolutt ulikhet og andel ulikhet.

Hvordan måle ulikhet?

Avvikene i ligning (5.5) summerer til null over alle bydeler fordi dødeligheten i Oslo kommune er et veid gjennomsnitt av dødsratene i bydelene. Denne summen kan derfor ikke benyttes til å måle ulikhet. Men summen av de positive *eller* negative avvikene viser hvor mange døde som måtte "overflyttes" mellom bydelene for at dødeligheten skulle bli den samme i alle bydeler. Denne summen benyttes for å måle ulikhet.

Formlene for måling av ulikhet forenkles ved å se på *absoluttverdien av avvikene*, slik at alle avvik transformeres til positive tall. Det vil si at summen av absoluttverdien til avvikene dividert med 2 viser summen av de positive *eller* negative avvikene. Denne summen viser den absolutte ulikheten i dødelighet, mens denne summen dividert med antall døde i alt i Oslo viser andelen ulikhet i dødelighet.

I ligning (5.7) beregnes absoluttverdisummen $|\Delta D|$ av avvikene mellom det faktiske antall døde D_r og det forventede antall døde E_r i hver bydel, det vil si det antall døde det ville vært dersom dødeligheten i alle bydeler var identisk og lik det veide gjennomsnittet for Oslo i alt.

$$(5.7) \quad |\Delta D| = \sum |D_r - E_r|$$

Absoluttverdisummen dividert med 2 viser summen av positive avvik mellom det faktiske og forventede antall døde i alle bydeler. Summen av de positive avvikene er lik absoluttverdien til de negative avvikene, og absoluttverdisummen divideres med 2 fordi positive og negative avvik summerer til null.

$$(5.8) \quad \Delta D = \frac{1}{2} \cdot |\Delta D| = \text{Absolutt ulikhet dødelighet}$$

Hvis man rent hypotetisk flyttet det "overskytende" antall døde i bydeler med høyere dødelighet enn for Oslo i alt, til bydeler med lavere dødelighet enn det veide gjennomsnittet, ville dødeligheten bli identisk i alle bydeler.

Andelen ulikhet i dødelighet er lik den absolutte ulikheten dividert med det totale antall døde i Oslo.

$$(5.9) \quad \frac{\Delta D}{D} = \text{Andelen ulikhet dødelighet}$$

Fremstilling ved hjelp av dødelighetsrater

Ligning (5.10) viser mer konkret hvordan den absolutte ulikheten beregnes. Her er absoluttverdisummen uttrykt ved dødeligheten i hver bydel M_r og det veide gjennomsnittet for Oslo kommune M . Det faktiske antall døde i hver bydel er lik produktet av dødsraten M_r og antall eldre innbyggere F_r . Antall døde ved full likhet eller det forventede antall døde E_r er lik produktet av den gjennomsnittlige dødsraten for Oslo i alt M og antall eldre innbyggere i hver bydel F_r .

$$(5.10) \quad \Delta D = \frac{1}{2} \sum |M_r \cdot F_r - M \cdot F_r| = \frac{1}{2} \sum F_r |M_r - M|$$

Det totale avviket ΔD måler den *absolutte ulikheten* i dødelighet. *Andelen ulikhet* er lik den absolutte ulikheten dividert med antall døde i Oslo.

$$(5.11) \quad \frac{\Delta D}{D} = \frac{\frac{1}{2} \sum |M_r \cdot F_r - M \cdot F_r|}{D} \\ = \frac{\frac{1}{2} \sum F_r |M_r - M|}{M \cdot F} = \frac{1}{2} \sum \frac{F_r}{F} \left| \frac{M_r - M}{M} \right|$$

Det fremgår at denne måten å måle ulikhet på innebærer at bydeler med få innbyggere teller proporsjonalt mindre enn bydeler med mange innbyggere. Det vil si at andelen ulikhet er et veid gjennomsnitt, der det relative absoluttverdiavviket i hver bydel teller proporsjonalt med andelen eldre innbyggere i bydelen av det totale antall eldre innbyggere i Oslo. Den absolutte ulikheten tar per definisjon hensyn til antall døde og eldre i de enkelte bydelene.

5.3.1 Det forventede antall døde står helt sentralt

Konklusjonene om ulikhet mellom bydelene i dødelighet eller antall døde, avhenger av hvordan det forventede antall døde beregnes. Noen eksempler:

Man kan anta at den *forventede dødsraten* for alle innbyggere på et gitt alderstrinn er identisk i alle bydeler og lik det veide gjennomsnittet for Oslo kommune. Det forventede antall døde er lik den gjennomsnittlige dødeligheten på hvert alderstrinn multiplisert med det faktiske antall innbyggere i hver bydel på dette alderstrinnet.

Man kan anta at den *forventede dødsraten for menn* og den *forventede dødsraten til kvinner* er forskjellig og at dødsraten til menn/kvinner er lik det veide gjennomsnittet for menn/kvinner i alt i Oslo i alle bydeler

på hvert alderstrinn. I hver bydel er det forventede antall døde på ett bestemt alderstrinn lik den gjennomsnittlige dødsraten til menn multiplisert med det faktiske antall menn i bydelene pluss den gjennomsnittlige dødsraten til kvinner multiplisert med antall kvinner i hver bydel.

Man kan anta at den *forventede dødsraten til gifte* og den *forventede dødsraten til ikke-gifte* er forskjellig og at dødsraten til gifte/ikke-gifte er lik det veide gjennomsnittet for gifte/ikke-gifte i alt i Oslo. Eller man kan spesifisere de forventede dødsratene både på kjønn og sivil status, eventuelt også på utdanning eller andre kjennetegn ved innbyggerne.

5.3.2 Andre mål for ulikhet

Det aritmetiske *standardavviket* er et mål for spredningen av observasjonene i et tallmateriale. Standardavviket er lik kvadratroten av variansen. Variansen er lik summen av de kvadrerte avvikene fra det aritmetiske gjennomsnittet dividert med antall observasjoner. Ofte benyttes også *variasjonskoeffisienten CV* for å måle grad av variasjon i et tallmateriale. Variasjonskoeffisienten er lik det aritmetiske standardavviket dividert med det aritmetiske gjennomsnittet. Problemer med å benytte standardavviket og variasjonskoeffisienten for å måle ulikhet, eksemplifiseres her ved forskjeller mellom kommunene i dekningsgraden for institusjonsplasser. For øvrig vises det til kapittel 10.

Det er tre problemer med å benytte standardavviket i analyser av forskjeller mellom kommunene når en primært er interessert i forskjeller mellom kommunes innbyggere, ikke kommunene som sådan. For det første er det aritmetiske gjennomsnittet, som avviket i hver kommune vurderes mot, ikke lik den nasjonale dekningsgraden. For det andre teller avvik i alle kommuner like mye ($1/n$) uavhengig av hvor mange eldre det er i kommunene. Når en primært er interessert i forskjeller mellom de *individene* som bor i kommunene og ikke forskjeller mellom kommunene, er det mest dekkende at hver kommunes avvik teller lik kommunens andel av det totale antall innbyggere 80 år og over. For det tredje er det nokså tilfeldig at en betrakter *kvadrerte avvik* fra gjennomsnittet. Hvis standardavviket benyttes som et mål for ulikhet, innebærer dette at store avvik teller eksponentielt mer enn små avvik – med andre ord en implisitt normativ forutsetning. Dette gjør det også vanskelig å tolke størrelsen på variasjonskoeffisienten.

6 Variasjon i dødelighet og levealder

6.1 Innledning

I dette kapitlet beskrives forskjeller i dødelighet og forventet levealder mellom bydelene i Oslo. Beskrivelsen gjelder personer 50 år og over og innbyggerne deles inn i tiårs alderstrinn. Tidligere analyser, jevnfør gjennomgangen i kapittel 3, konkluderer med at det er markerte forskjeller i dødelighet og levealder mellom Østkant og Vestkant.

Gjennomgangen i kapittel 3 antyder også en positiv sammenheng mellom høy dødelighet og lav sosial posisjon. I kapittel 7 analyseres mulige grunner til at dødelighet og levealder varierer mellom bydelene. Konkret studeres sammenhenger mellom dødelighet og kjønn, sivil status og utdanningsnivå.

I inneværende kapittel måles ulikhet primært ved andelen ulikhet og absolutt ulikhet. *Andel ulikhet mellom bydelene* viser hvor stor andel av det totale antall døde som må ”overflyttes” mellom bydelene for at dødeligheten skal bli den samme i alle bydeler. *Absolutt ulikhet mellom bydelene* viser hvor *mange* døde som må overflyttes mellom bydelene for at dødeligheten skal bli den samme i alle bydeler. Se kapittel 5 for en gjennomgang av disse begrepene.

I tillegg presenteres tall som viser hvor mye dødeligheten og levealderen i hver bydel avviker fra gjennomsnittet for Oslo kommune. Disse tallene kompletterer den generelle beskrivelsen av ulikhet. Kjøp og salg av institusjonsplasser mellom bydelene kan være et problem, og nedenfor gis det en nærmere vurdering av dette problemet

6.2 Variasjon i dødelighet fordelt på alder

6.2.1 Døde og innbyggere i Oslo etter alder

Tabell 6.1 viser antall døde og antall innbyggere 50 år og over spesifisert på tiårs alderstrinn for Oslo kommune i alt samt tilhørende dødelighetsrater målt i prosent. Tallene er veide gjennomsnitt for årene 2000-2002 og i teksten presiseres ikke dette alltid eksplisitt av rent språklige hensyn.

Det var vel 320 døde i alderen 50-59 år og dødsraten er knapt 0,6 prosent. Dødeligheten er mer enn dobbelt så høy, 1,4 prosent, i aldersgruppen 60-69 år, men det var ikke mer enn 480 døde i denne aldersgruppen fordi det er langt færre innbyggere 60-69 år enn i det foregående tiårsintervallet. Dette er først og fremst en *kohorteffekt*, som gjenspeiler at fødselsratene var svært lave på 1930-tallet. Dødsraten er drøyt 3,6 prosent for innbyggere 70-79 år og det var 1230 døde i denne aldersgruppen.

Tabell 6.1 *Antall døde, innbyggere og dødelighet (prosent) etter alder. Oslo kommune. Andel og absolutt ulikhet i dødelighet mellom bydelen. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.*

	50-59	60-69	70-79	80-89	90+	Sum alder	Total ulikhet
Døde	324	482	1227	1973	897	4903	
Innbyggere	58928	34564	33693	20540	3550	151274	
Dødsrate prosent	0,55	1,39	3,64	9,60	25,27	3,24	
Andel ulikhet	0,153	0,124	0,071	0,060	0,073	0,078	0,060
Absolutt ulikhet	50	60	87	119	66	381	295

Veide gjennomsnitt for 2000-2002. Omfatter også personer uten fast bopel.
Kilde: Egne beregninger basert på data fra Statistisk sentralbyrå

Dødsraten er 9,6 prosent for personer 80-89 år, det vil si markert høyere enn for det foregående tiårsintervallet, og det var i overkant av 1970 døde i denne aldersgruppen. Med andre ord dør nesten hver tiende innbygger 80-89 år hvert år. Dødsraten er 25,3 prosent for innbyggere 90 år og over og det var 3550 døde i denne aldersgruppen. Det vil si at mer enn hver fjerde innbygger 90 år og over dør hvert år.

6.2.2 Ulikhet i dødelighet etter alder

Ulikhet må defineres i forhold til en eller annen forutsetning om hva likhet er. I inneværende kapittel antas det at den *forventede dødsraten* på hvert alderstrinn er lik det veide gjennomsnittet for Oslo kommune i alle bydeler. Dette innebærer en situasjon med fullkommen likhet, i den betydning at dødsratene er identisk i alle bydeler på hvert aldersstrinn. Det *forventede antall døde* beregnes som den gjennomsnittlige dødsraten på hvert alderstrinn multiplisert med det tilhørende antall registrerte innbyggere i bydelene. Ulikhet måles ved å ta utgangspunkt i avvikene mellom det forventede og registrerte antall døde på hvert alderstrinn i bydelene.

De to nederste linjene i Tabell 6.1 viser *andelen ulikhet* og *den absolutte ulikheten* i dødelighet mellom bydelene for innbyggere 50 år og over spesifisert på tiårs alderstrinn. Ulikheten er beregnet ut fra veide gjennomsnitt for antall døde og innbyggere for årene 2000-2002 og dette er gjort for å redusere problemet med tilfeldige svingninger fra år til år. Se også avsnitt 6.2.3 og Tabell 6.2 og Tabell 6.3 for en gjennomgang av disse ”makrotallene” på bydelsnivå. Fremstillingen i det følgende er også en mer grundig gjennomgang av hvordan ulikhet beregnes, og den detaljerte gjennomgangen repeteres ikke for døde og innbyggere spesifisert på kjønn, sivil status og utdanning i kapittel 7.

Analysene i inneværende kapittel viser den totale variasjonen i dødelighet mellom bydelene. I kapittel 7 analyseres det hvor mye av den totale variasjonen i dødelighet på hvert alderstrinn som kan forklares av bydelsvis variasjon i fordelingen av innbyggerne på kjønn, sivil status og utdanning.

Dødsfall i ”feil” bydel

Det antas at *kjøp og salg av institusjonsplasser* og plasser i andre boformer for pleie og omsorg ikke skaper nevneverdige problemer for beregningen av reelle forskjeller i dødelighet mellom bydelene for aldersgruppene 50-59 år, 60-69 år og 70-79 år. Dette skyldes for det første at det gjennomgående er få personer i ”feil” bydel og at dødeligheten er svært lav, spesielt for de to yngste aldersgruppene. Andelen personer 67-79 år i pleieinstitusjoner i andre bydeler er høyest målt i absoluttverdi, to prosent, i bydel Bygdøy-Frogner. Dersom det registrerte antall døde justeres opp med denne faktoren, blir det 1,6 flere døde av en total på 71 registrerte døde 67-79 år som et gjennomsnitt for 2000-2002. For aldersgruppen 70-79 år betyr denne justeringen et tillegg på anslagsvis en død. Konklusjonen er at *for aldersgruppene 50-79 år har dødsfall i ”feil” bydel ingen praktisk*

betydning når det gjelder beregninger av forskjeller i dødelighet mellom bydelene.

Problemet med dødsfall i ”feil” bydel kan være større for de to eldste aldersgruppene. Dette temaet drøftes mer inngående i kapittel 8. Ut fra regresjonsanalyser korrigeres tallet på døde 80-89 år og 90 år og over i avsnitt 8.3, se spesielt avsnitt 8.3.3. Denne korreksjonen har liten betydning for bydelsvise forskjeller i dødelighet og dette tyder på at *beskrivelsen av forskjeller i dødelighet mellom bydelene også for de to eldste aldersgruppene stort sett er dekkende for den reelle situasjonen.*

1. Ulikhet mellom bydelene i dødelighet etter innbyggernes alder

Andelen ulikhet mellom bydelene i antall døde per innbygger avtar markert med folks alder. Forskjellen i dødelighet blant personer 50-59 år er drøyt 15 prosent, jevnfør linjen ”Andel ulikhet” i Tabell 6.1. Men målt i absolutte tall tilsvarer ulikheten ikke mer enn 50 personer fordi det er få døde i denne aldersgruppen, se linjen ”Absolutt ulikhet” i Tabell 6.1. Det vil si at dersom man rent hypotetisk ”flyttet” 50 døde mellom bydelene, ville dødeligheten til personer 50-59 år bli identisk i alle bydeler. Se også Tabell 6.3 for detaljerte tall på bydelsnivå. Den forholdsvis store variasjonen i dødelighet for personer 50-59 år skyldes trolig til dels at det er relativt få døde i denne aldersgruppen slik at rene tilfeldigheter spille en større rolle enn blant eldre innbyggere der de gjennomsnittlige dødsratene er langt høyere. Se også Tabell 6.2 som gir tall for antall døde i hver bydel fordelt på alder. Denne konklusjonen understøttes av at forskjellene i dødelighet hvert enkelt år i treårsperioden er markert høyere enn forskjellene i gjennomsnittlig dødelighet for alle tre årene. Disse tallene gjengis ikke her.

Forskjellene i dødelighet reduseres til vel 12 prosent blant innbyggere 60-69 år og den absolutte ulikheten tilsvarer 60 personer. Den absolutte ulikheten øker selv om de relative forskjellene blir mindre og grunnen er vekst i antall døde. Andelen ulikhet i dødelighet blant innbyggere 70-79 år er litt over 7 prosent, mens den absolutte ulikheten er lik 87 personer. Det er markert mindre forskjeller mellom bydelene i dødeligheten til personer 70-79 år enn blant personer 60-69 år. En viktig grunn er trolig at dødeligheten som sådan er langt høyere og at det er betydelig flere døde slik at rene tilfeldigheter spiller en mindre rolle med det resultat at forskjellene mellom bydelene reduseres merkbart.

Andelen ulikhet i dødelighet blant innbyggere 80-89 år er 6 prosent og ulikheten tilsvarer 120 døde målt i absolutte tall. Det betyr at dersom man rent hypotetisk ”flyttet” 120 døde fra bydeler der dødeligheten er

høyere enn gjennomsnittet til bydeler med lavere dødelighet enn for Oslo i alt, ville dødeligheten til personer 80-89 år bli den samme i alle bydeler. Forskjellene i dødelighet blant innbyggere 90 år og over øker til vel 7 prosent, men målt i absolutte tall tilsvarer ulikheten ikke flere enn 66 personer. Nedgangen i absolutt ulikhet skyldes at det er langt færre døde 90 år og over enn antall døde 80-89 år.

Det antas at den beregnede ulikheten for de tre yngste aldersgruppene gir et tilnærmet korrekt bilde av de reelle forskjellene i dødelighet mellom bydelene ettersom det trolig er svært få dødsfall i ”feil” bydel på disse alderstrinnene. De reelle forskjellene i dødelighet mellom bydelene for de to eldste aldersgruppene *kan* være mindre enn det som her er beregnet fordi beskrivelsen ikke fanger opp dødsfall i ”feil” bydel for de to eldste aldersgruppene. Analysene i kapittel 8, og spesielt i avsnitt 8.3.3, tyder på at beskrivelsen i dette kapitlet først og fremst *overvurderer forskjellene for aldersgruppen 80-89 år*, men også her er trolig den reelle situasjonen stort sett om beskrevet.

2. De relative forskjellene mellom bydelene avtar med alderen

De relative forskjellene mellom bydelene i antall døde per innbyggere avtar gradvis til og med aldersgruppen 80-89 år; deretter øker ulikheten i dødelighet noe. Denne økningen skyldes trolig i stor grad at det er forholdsvis få døde og innbyggere 90 år og over slik at tilfeldigheter spiller en større rolle enn for yngre eldre det er langt flere innbyggere i de ulike aldersgruppene. Tilsvarende er den relativt store forskjellen i dødelighet blant personer 50-59 år også delvis et utslag av tilfeldigheter fordi det er forholdsvis få døde i denne aldersgruppen.

Den absolutte ulikheten i dødelighet øker til og med aldersgruppen 80-89 år, selv om andelen ulikhet avtar, og dette skyldes at det blir flere døde – slik at reduksjonen i andelen ulikhet ikke fullt ut ”kompenserer for” økningen i dødelighet. Den absolutte ulikheten er betydelig lavere for innbyggere 90 år og over enn for personer 80-89 år, selv om andelen ulikhet er høyere, og grunnen er at det er markert færre døde i den eldste aldersgruppen enn blant innbyggere 80-89 år.

3. Total ulikhet alle aldre og sum ulikhet over alle aldersgrupper

I Tabell 6.1 er summen av ulikhet for alle aldersgrupper lik 381 døde, som tilsvarer en relativ ulikhet på 7,8 prosent – se kolonnen ”Sum alder”. Men denne summen gir ikke et korrekt bilde av den totale ulikheten fordi *dødeligheten kan være høyere enn gjennomsnittlig på enkelte alderstrinn i en bydel og lavere enn gjennomsnittet på andre alderstrinn*. Kolonnen lengst til høyre i Tabell 6.1 viser ”Total

ulikhet” og denne måten å beregne ulikhet på tar hensyn til følgende forhold: Det totale avviket fra forventet dødelighet for alle innbyggere 50 år og over reduseres i en bydel dersom dødeligheten er høyere enn gjennomsnittet på enkelte alderstrinn og lavere enn forventet for andre aldersgrupper. Dette gjelder i 14 av 25 ”egentlige” bydeler. I seks bydeler er dødeligheten høyere enn forventet på alle alderstrinn, mens dødeligheten på alle alderstrinn er lavere enn gjennomsnittet i fem bydeler, jevnfør Tabell 6.3.

Hovedkonklusjonene når det gjelder forskjeller mellom bydelene i dødelighet for personer 50 år og over er som følger: *Den totale forskjellen i dødelighet blant personer 50 år og over var ganske nøyaktig 6 prosent.* Denne konklusjonen gjelder når de døde og innbyggerne grupperes i tiårs alderstrinn og når det ikke tas hensyn til andre kjennetegn ved innbyggerne – som kjønn, sivil status og utdanning. *Målt i absolutte tall tilsvarer den totale ulikheten 295 døde personer 50 år og over.* Det vil si, dersom man rent hypotetisk flyttet 295 døde, av en total på 4900 døde, mellom ulike alderstrinn internt i hver bydel og mellom bydelene, ville dødeligheten til personer 50 år og over på hvert alderstrinn bli identisk i alle bydeler og lik gjennomsnittet for Oslo kommune – når de døde spesifiseres på tiårs alderstrinn.

Et illustrerende eksempel er bydel Østensjø, se Tabell 6.3. På de enkelte alderstrinn er dødeligheten både høyere og lavere enn gjennomsnittet, men i sum over alle aldersgrupper er det forventede antall døde nøyaktig lik det faktiske antall døde 50 år og over når de døde spesifiseres på tiårs alderstrinn.

Konklusjonen om ulikhet avhenger av aldersinndelingen (og om de døde spesifiseres på kjønn, sivil status med mer) og generelt kan man anta at forskjellene på hvert alderstrinn blir større jo kortere aldersintervall man ser på fordi tilfeldigheter spiller en større rolle ettersom det blir færre og færre døde jo kortere alderstrinn man betrakter. Tilsvarende er det mulig at forskjellene mellom bydelene øker når de døde spesifiseres på for eksempel kjønn og/eller sivil status ettersom det blir færre observasjoner (døde) i hver bydel jo mer findelt inndeling man betrakter.

Om bydelsintern ”overflytting” av døde mellom ulike alderstrinn

Forskjellen mellom ”Absolutt ulikhet” målt ved ”Sum alder” og ”Absolutt ulikhet” målt ved ”Total ulikhet” i Tabell 6.1, viser omfanget av ”bydelsintern overflytting” av døde over alderstrinn. Den totale ulikheten reduseres med til sammen 86 døde når man ”korrigerer for” at det faktiske antall døde er høyere enn forventet på

enkelte alderstrinn og lavere enn forventet på andre alderstrinn i noen (til sammen 14 av 25) bydeler.

6.2.3 Ulikhet i dødelighet – konkret om bydelene

Er det store eller små forskjeller mellom bydelene i dødelighet eller antall døde? For å besvare dette spørsmålet er det informativt å se på hva analysen ovenfor betyr helt konkret i hver enkelt bydel.

1. Absolutt ulikhet og andel ulikhet etter alder

Tabell 6.2 gjengir det gjennomsnittlige antall døde for årene 2000-2002 fordelt på alder og bydeler. Tabellen viser også det forventede antall døde i hver bydel fordelt på alder.

Tabell 6.2 *Faktisk og forventet antall døde fordelt på alder i Oslos bydeler. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.*

	Faktisk antall døde					Sum	Antall døde ved lik dødelighet					Sum
	50-59	60-69	70-79	80-89	90+		50-59	60-69	70-79	80-89	90+	
1 Bygdøy-Frogner	12	22	37	71	29	171	15	22	47	90	50	224
2 Uranienb-Maj	15	20	50	123	70	278	15	22	53	117	74	281
3 St. Hans-Ullevål	14	17	55	125	86	297	15	19	50	117	91	293
4 Sagene-Torshov	29	37	74	133	52	324	15	21	58	130	65	289
5 Grüner-Sofien	20	23	47	87	50	227	13	13	30	75	48	179
6 Gamle Oslo	20	30	40	71	43	204	13	15	29	56	33	145
7 Ekeberg-Bekk	9	14	40	72	33	168	11	16	43	68	27	166
8 Nordstrand	9	16	46	72	34	177	13	20	55	77	31	196
9 Søndre Nordst	17	15	27	27	8	93	18	17	32	30	8	106
10 Lambertseter	7	8	49	76	17	158	5	10	45	74	19	154
11 Bøler	6	22	49	60	17	154	7	20	50	48	15	141
12 Manglerud	6	12	51	52	11	133	7	16	53	67	16	159
13 Østensjø	10	19	68	76	21	194	9	20	65	78	22	194
14 Helsefyr-Sinsen	20	20	68	156	71	335	12	16	58	147	64	296
15 Hellerud	14	20	47	42	7	130	12	22	48	55	13	149
16 Furuset	26	28	53	78	40	225	22	27	50	59	27	185
17 Stovner	19	29	50	51	21	170	18	26	45	46	15	150
18 Romsås	7	12	15	28	12	73	5	7	10	15	10	46
19 Grorud	9	25	60	63	22	178	10	21	53	69	27	180
20 Bjerke	12	20	75	86	31	224	14	24	80	90	32	240
21 Grefsen-Kjelsås	9	13	43	78	35	177	12	18	50	85	36	202
22 Sogn	5	10	36	64	48	164	10	15	42	77	48	193
23 Vinderen	7	12	28	45	22	114	15	18	42	69	23	166
24 Røa	9	16	51	96	36	208	16	21	58	102	33	231
25 Ullern	10	21	63	134	80	307	20	30	75	126	66	317
26 Sentrum	1	1	1	1	0	3	1	1	1	1	0	5
27 Marka	1	0	2	3	1	7	1	1	3	4	1	11
99 Uten fast bopel	2	1	3	3	1	9	1	1	1	1	1	5
00 Sum Oslo	324	482	1227	1973	897	4903	324	482	1227	1973	897	4903
Dødsrate Oslo pst	0,55	1,39	3,64	9,60	25,27		0,55	1,39	3,64	9,60	25,27	

Kilde: Egne beregninger basert på data fra Statistisk sentralbyrå

I hver bydel er det forventede antall døde på hvert alderstrinn lik den gjennomsnittlige dødsraten for Oslo kommune multiplisert med det faktiske antall innbyggere på hvert alderstrinn i bydelen. Det vil si at det forventede antall døde på hvert alderstrinn i hver bydel er lik det antall døde det ville vært dersom dødeligheten var som for Oslo kommune i alt. Det faktiske og forventede antall døde i Tabell 6.2 benyttes for å beregne den absolutte og relative ulikheten i antall døde/dødelighet mellom bydelene fordelt på alder og i alt for døde 50 år og over. Det er disse tallene, sammen med det gjennomsnittlige antall innbyggere på hvert alderstrinn i bydelene, som ligger til grunn for beregningene i Tabell 6.1.

Den venstre halvdel av Tabell 6.3 viser avviket mellom det faktiske og forventede antall døde på hvert alderstrinn i bydelene. Den høyre halvdel viser forholdet mellom det faktiske og forventede antall døde målt i prosent. Disse forholdstallene kan betraktes som *dødelighetsindekser* for *hver aldersgruppe* og for *døde 50 år og over* når de døde deles inn i *tiårs alderstrinn*. I det følgende gjennomgås de viktigste resultatene for hver aldersgruppe og for innbyggere 50 år og over i alt.

For aldersgruppen 50-59 år er hovedtrekkene som følger: Ved å se på dødelighetsindeksen isolert kan man få inntrykk av til dels betydelige forskjeller, men målt i absolutte tall er det forholdsvis liten variasjon mellom mange av bydelene. Dødeligheten i Lambertseter er for eksempel 45 prosent høyere enn gjennomsnittet til innbyggere 50-59 år, men dette utgjør ikke flere enn to personer målt i absolutte tall. Tilsvarende er dødeligheten 28 prosent lavere enn forventet i Grefsen-Kjelsås, men dette utgjør kun tre personer målt i absolutte tall.

Jevnt over er det små forskjeller mellom det faktiske og forventede antall døde 50-59 år og det er kun i bydelene Sagene-Torshov (+14 døde) og Ullern (-10 døde) at de absolutte avvikene er større eller lik ti døde per år. Den absolutte ulikheten for alle bydeler sett under ett tilsvarer 50 døde personer 50-59 år. Det vil si at dersom man "overførte" til sammen 50 døde mellom bydelene, ville dødsraten til innbyggere 50-59 år bli identisk i alle bydeler. Samtidig er det markerte forskjeller mellom ytterpunktene: den er en del typiske bydeler på Østkanten med høy dødelighet og del typiske bydeler på Vestkanten med lav dødelighet, og slike ekstremforskjeller skaper markerte forskjeller i forventet levealder mellom de bydelene som har spesielt høy og lav dødelighet, se avsnitt 6.3.

For aldersgruppen 60-69 år er hovedtrekkene som følger: De relative forskjellene, jevnfør dødelighetsindeksen, er mindre enn for tiårs-

intervallet før, men også her kan man få inntrykk av betydelige forskjeller mellom bydelene ved kun å betrakte relative avvik. Målt i absolutte tall er avvikene ganske små og det er kun i bydelene Sagene-Torshov (+16 døde) og Gamle Oslo (+15 døde) at avviket mellom det faktiske og forventede antall døde er større enn 10 døde per år. Den absolutte ulikheten for bydelene sett under ett tilsvarer 60 døde, eller 12,4 prosent av alle døde på dette alderstrinnet.

Tabell 6.3 *Avvik mellom faktisk og forventet antall døde fordelt på alder i Oslos bydeler. Antall og dødelighetsindekser. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.*

	Avvik faktisk og forventet antall døde						Dødelighetsindekser					
	50-59	60-69	70-79	80-89	90+	Sum	50-59	60-69	70-79	80-89	90+	Sum
1 Bygdøy-Frogner	-3	0	-10	-19	-22	-54	79	101	78	79	57	76
2 Uranienb-Major	0	-2	-2	6	-4	-3	99	92	96	105	94	99
3 St. Hans-Ullevål	-1	-2	5	7	-5	4	93	87	110	106	95	101
4 Sagene-Torshov	14	16	16	3	-13	35	192	174	128	102	80	112
5 Grüner-Sofienb	7	9	18	12	1	48	157	171	159	116	103	127
6 Gamle Oslo	7	15	11	16	10	59	156	204	138	128	131	141
7 Ekeberg-Bekk	-2	-3	-4	3	6	2	83	84	92	105	123	101
8 Nordstrand	-4	-4	-9	-5	3	-19	69	81	84	93	110	90
9 Søndre Nordst	-1	-2	-5	-4	0	-13	92	86	85	88	96	88
10 Lambertseter	2	-2	4	1	-2	3	145	78	109	102	89	102
11 Bøler	-1	2	-2	12	2	13	86	110	97	125	112	109
12 Manglerud	-1	-4	-2	-14	-5	-26	92	73	96	78	69	84
13 Østensjø	2	-1	2	-2	-1	0	120	94	103	98	96	100
14 Helsefyr-Sinsen	8	4	10	10	7	39	171	124	118	107	110	113
15 Hellerud	2	-2	-1	-13	-6	-20	114	93	98	76	56	87
16 Furuset	4	1	3	20	12	40	119	104	106	134	146	122
17 Stovner	1	3	5	6	5	21	106	111	112	113	134	114
18 Romsås	1	5	4	13	3	27	129	177	142	191	128	158
19 Grorud	-1	4	6	-6	-5	-2	88	119	112	91	82	99
20 Bjerke	-2	-4	-5	-5	-1	-16	89	83	94	95	98	93
21 Grefsen-Kjelsås	-3	-5	-7	-8	-1	-25	72	70	86	91	96	88
22 Sogn	-4	-5	-6	-13	0	-29	56	68	86	83	99	85
23 Vinderen	-8	-6	-13	-24	-1	-53	44	64	68	66	96	68
24 Røa	-7	-6	-7	-5	2	-23	58	73	87	95	107	90
25 Ullern	-10	-9	-12	8	13	-10	49	69	84	107	120	97
26 Sentrum	0	0	-1	0	0	-2	98	64	47	58	0	64
27 Marka	0	-1	-1	-1	0	-4	60	25	59	79	91	66
99 Uten fast bopel	1	0	2	2	0	4	236	135	258	278	66	193
00 Sum Oslo	0	0	0	0	0	0	100	100	100	100	100	100
Absolutt ulikhet	50	60	87	119	66	295						
Andel ulikhet	0,153	0,124	0,071	0,060	0,073	0,060						

Kilde: Egne beregninger basert på data fra Statistisk sentralbyrå

De relative forskjellene er enda mindre for aldersgruppen 70-79 år, og målt i absolutte tall er ulikheten lik 87 døde. På bydelsnivå er avviket

mellom det faktiske og forventede antall døde gjennomgående beskjedent sett i lys av det nokså høye antallet døde. Avviket er under 20 døde i alle bydeler og i syv bydeler er det fra 10 til 18 flere/færre døde 70-79 år enn forventet.

Det er aldersgruppen 80-89 år som har flest døde, til sammen 1973 døde som et gjennomsnitt for 2000-2002, og avvikene på bydelsnivå mellom det faktiske og forventede antall døde er naturlig nok høyere enn for de foregående alderstrinnene – selv om de relative forskjellene for alle bydeler sett under ett ikke er større enn 6 prosent, en forskjell som tilsvarer 119 døde målt i absolutte tall. Bydel Furuset (+20 døde) og Vinderen (-24 døde) har 20 flere/færre døde enn forventet. For øvrig er det mellom 10 og 19 flere/færre døde 80-89 år enn forventet i til sammen 9 bydeler.

Det er fra 10-13 flere/færre døde 90 år og over enn forventet i fire bydeler, mens det er 22 færre døde i denne aldersgruppen i bydel Bygdøy-Frogner. I de øvrige bydelene er det helt ubetydelige avvik mellom det faktiske og forventede antall døde 90 år og over.

2. Forskjeller i dødelighet 50 år og over spesifisert på bydeler

Det er mer komplisert å forklare den totale ulikheten for døde 50 år og over i alt. Summen av den absolutte ulikheten for de fem aldersgruppene er lik 381 døde (det vil si $50 + 60 + 87 + 119 + 66$ døde), som tilsvarer 7,8 prosent av det totale antall døde 50 år og over, det vil si 4903 personer, se Tabell 6.1 og Tabell 6.3.

Men dette er ikke et korrekt mål for den totale ulikheten i dødelighet for innbyggere 50 år og over av følgende grunn: I noen bydeler er dødeligheten på enkelte alderstrinn høyere enn forventet og lavere enn forventet på andre alderstrinn. Derfor blir det totale avviket fra det forventede antall døde 50 år og over mindre enn om en betrakter summen av den absolutte ulikheten på alle alderstrinn. Se for eksempel bydel Ekeberg-Bekkelaget der dødeligheten til personer 50-79 år er lavere enn gjennomsnittet, mens dødeligheten til personer 80 år og over er høyere enn forventet, slik at det i sum kun er to flere døde 50 år og over enn det som kan forventes (når de døde deles inn i tiårs alderstrinn).⁴⁷

Den absolutte ulikheten i dødelighet til innbyggere 50 år og over tilsvarer 295 døde og dette betyr at andelen ulikhet er lik 6 prosent, se

⁴⁷ Et helt annet spørsmål er om det er interessant å se på den totale ulikheten i dødelighet til personer 50 år og over når temaet er variasjon i behovet for pleie- og omsorgstjenester. Dette spørsmålet behandles senere.

Tabell 6.1 og Tabell 6.3 ”Absolutt ulikhet”. Dette betyr følgende: Dersom man først ”flyttet” 86 døde 50 år og over (381–295 døde) mellom ulike alderstrinn internt i hver bydel, og deretter ”flyttet” 295 døde mellom bydelene, ville dødsraten på hvert alderstrinn bli identiske i alle bydeler og lik det veide gjennomsnittet for Oslo kommune.⁴⁸

6.3 Forventet levealder og gjenstående leveår

Hvilke implikasjoner har forskjellene i dødelighetsrater mellom bydelene for forventet levealder på ulike alderstrinn? Den *faktiske gjennomsnittlige levealderen* til en bestemt kohort, det vil si ett fødselskull, kan kun beregnes når alle personer i kohorten er døde, det vil si etter over hundre år. Med uttrykket *forventet levealder* menes vanligvis ”forventet levealder ved fødselen”. Dette kan tolkes som antall år en nyfødt kan forvente å leve under de gjeldende dødelighetsforhold. Forventet levealder kan også beregnes for andre aldre, for eksempel forventet gjenstående levealder for 50-åringer eller 80-åringer. Forventet levealder beregnes ut fra aldersavhengige døds-sannsynligheter for hvert kjønn for den perioden vi ser på, for eksempel ett kalenderår. Tallene i denne rapporten er beregnet ut fra den gjennomsnittlige dødsraten i perioden 2000-2002 for ettårige alderskull i bydelene. Beregningsmåten er i prinsippet identisk med den som benyttes av Statistisk sentralbyrå. Men enkelte avvik kan forekomme fordi beregningen av dødssannsynligheter kan være litt forskjellig avhengig av hvordan ratene glettes (jevnes ut).

6.3.1 Forventet levealder i bydelene uansett kjønn

Tabell 6.4 viser *forventet gjenstående leveår* for menn og kvinner sett under ett spesifisert på alder i Oslos bydeler.⁴⁹ Tabellen viser forventet gjenstående leveår for femtiåringer, sekstiåringer, syttiåringer og åttiåringer. Tabellens nederste del viser det laveste og høyeste forventede gjenstående leveår i bydelene og avviket mellom høyest og

⁴⁸ Mer konkret: Først summeres eventuelle positive og negative avvik mellom det faktiske og forventede antall døde på de ulike alderstrinnene i hver bydel. Denne summen viser ”alderskorrigert” ulikhet i døde/dødelighet i hver enkelt bydel. Dernest summeres absoluttverdiene til det totale avviket for døde 50 år og over i alle bydeler. Denne summen divideres med 2 og summen viser den totale ”alderskorrigerte” ulikhet i døde/dødelighet mellom bydelene.

⁴⁹ Det presenteres ikke tall for personer uten fast bopel.

lavest forventet gjenstående leveår på hvert alderstrinn. Endelig vises forholdet mellom den bydelen med høyest og lavest antall forventede gjenstående leveår målt i prosent. Den høyre siden i Tabell 6.4 viser *forventet levealder*, som er lik summen av nåværende alder og forventet gjenstående leveår.

Tabell 6.4 *Forventet gjenstående leveår og levealder i Oslos bydeler etter nåværende alder. Antall år. Kvinner og menn.*

KVINNER OG MENN	Forventet gjenstående leveår				Forventet levealder			
	50 år	60 år	70 år	80 år	50 år	60 år	70 år	80 år
1. Bygdøy-Frogner	32,8	23,9	16,6	10,0	82,8	83,9	86,6	90,0
2. Uranienborg-Major	31,2	22,6	15,0	8,4	81,2	82,6	85,0	88,4
3. St.Hansh-Ullevål	31,0	22,2	14,2	8,3	81,0	82,2	84,2	88,3
4. Sagene-Torshov	27,4	20,0	13,4	8,3	77,4	80,0	83,4	88,3
5. Grüner-Sofienb	27,3	19,1	12,4	7,4	77,3	79,1	82,4	87,4
6. Gamle Oslo	26,9	19,0	12,8	6,9	76,9	79,0	82,8	86,9
7. Ekeberg-Bekkel	31,7	22,9	14,7	7,9	81,7	82,9	84,7	87,9
8. Nordstrand	32,7	23,8	15,5	8,5	82,7	83,8	85,5	88,5
9. Søndre Nordstr	31,9	23,2	15,4	8,8	81,9	83,2	85,4	88,8
10. Lambertseter	30,9	22,9	14,9	8,0	80,9	82,9	84,9	88,0
11. Bøler	30,4	21,5	13,9	7,2	80,4	81,5	83,9	87,2
12. Manglerud	32,2	23,6	15,5	9,3	82,2	83,6	85,5	89,3
13. Østensjø	30,6	22,2	14,5	8,3	80,6	82,2	84,5	88,3
14. Helsefyr-Sinsen	29,1	21,1	14,1	7,9	79,1	81,1	84,1	87,9
15. Hellerud	31,6	23,2	15,5	9,6	81,6	83,2	85,5	89,6
16. Furuset	29,8	21,3	13,7	7,1	79,8	81,3	83,7	87,1
17. Stovner	30,0	21,3	13,7	7,6	80,0	81,3	83,7	87,6
18. Romsås	26,8	18,1	11,2	5,6	76,8	78,1	81,2	85,6
19. Grorud	30,7	21,8	14,6	8,7	80,7	81,8	84,6	88,7
20. Bjerke	31,9	23,0	15,0	8,4	81,9	83,0	85,0	88,4
21. Grefsen-Kjelsås	32,8	24,1	15,6	8,6	82,8	84,1	85,6	88,6
22. Sogn	33,4	24,1	15,6	9,2	83,4	84,1	85,6	89,2
23. Vinderen	34,4	25,2	16,7	9,7	84,4	85,2	86,7	89,7
24. Røa	32,7	23,5	15,2	8,4	82,7	83,5	85,2	88,4
25. Ullern	32,7	23,5	15,1	8,1	82,7	83,5	85,1	88,1
Oslo	31,0	22,4	14,7	8,3	81,0	82,4	84,7	88,3
Lavest	26,8	18,1	11,2	5,6	76,8	78,1	81,2	85,6
Høyest	34,4	25,2	16,7	10,0	84,4	85,2	86,7	90,0
Avvik høyest - lavest	7,6	7,1	5,5	4,4	7,6	7,1	5,5	4,4
Forhold høyest/lavest	128	139	149	177	110	109	107	105

Kilde: Egne beregninger basert på data fra Statistisk sentralbyrå

Femtiåringer kan forventes å leve i 31 år, med andre ord er forventet levealder lik 81 år. Forventet levealder stiger til 82,4 år for sekstiåringer og 84,7 for syttiåringer, mens forventet levealder for åttiåringer er 88,3 år. Det vil si at forventet levealder øker med nåværende alder, samtidig som forventet gjenstående leveår avtar. Men det er markerte forskjeller mellom bydelene i forventet gjenstående leveår og

forventet levealder på ulike alderstrinn. Den absolutte forskjellen mellom den bydelen med lavest og høyst forventet levealder avtar med alderen, mens den relative forskjellen øker med alderen.

Den venstre siden av Tabell 6.5 viser *avviket i forventet gjenstående leveår og forventet levealder* i hver bydel fra gjennomsnittet for Oslo kommune. Den høyre siden i tabellen viser hvor mange *prosent forventet levealder* i hver bydel utgjør av forventet levealder i Oslo kommune sett under ett på hvert alderstrinn. Avvik som er større enn pluss/minus ett leveår er merket med fet skrift. Det er en naturlig sammenheng mellom bydeler med høy/lav dødelighet og forventet gjenstående leveår og forventet levealder. Det synes også som om det er størst variasjon i forventet gjenstående levealder blant forholdsvis yngre eldre.

Forventet levealder femtiåringer

Femtiåringer kan forventes å leve i 31 år og forventet levealder er lik 81 år for innbyggere i Oslo kommune sett under ett. For femtiåringer er forskjellene i forventet levealder mindre eller lik $\pm 1,0$ leveår i 11 av 25 bydeler. Det er med andre ord en stor gruppe bydeler der det er små forskjeller i dødelighet og forventet levealder for femtiåringer. Samtidig er det til dels store forskjeller mellom de resterende bydelene. I seks bydeler er forventet levealder mer enn ett år lavere enn forventet, mens forventet levealder er mer enn ett år lengre enn forventet i åtte bydeler. Det er særlig bydelene Sagene-Torshov, Grünerløkka-Sofienberg, Gamle Oslo og Romsås som har lav forventet levealder blant femtiåringer, mens det er bydelene Sogn og Vinderen som har spesielt høy forventet levealder. For femtiåringer er den største forskjellen i forventet gjenstående levealder lik 7,6 år: forventet levealder er lik 76,8 år i bydel Romsås og 84,4 år i bydel Vinderen på dette alderstrinnet

Forventet levealder syttiåringer

Syttiåringer kan forventes å leve knapt 15 år og forventet levealder er lik 84,7 år for innbyggere i Oslo kommune sett under ett. For syttiåringer er forskjellene i forventet levealder mindre eller lik $\pm 1,0$ leveår i 19 av 25 bydeler. Det er med andre ord en stor gruppe bydeler der det er små forskjeller i dødelighet og forventet levealder for syttiåringer. Samtidig er det til dels store forskjeller mellom de seks resterende bydelene. I fire bydeler er forventet levealder mer enn ett år lavere enn forventet, mens forventet levealder er mer enn ett år lengre enn forventet i to bydeler. Det er særlig bydelene Sagene-Torshov, Grünerløkka-Sofienberg, Gamle Oslo og Romsås som har lav forventet levealder blant syttiåringer, mens det er bydelene Bygdøy-

Frogner og Vinderen som har spesielt høy forventet levealder. For syttiåringer er den største forskjellen i forventet gjenstående levealder lik 5,5 år: forventet levealder er lik 81,2 år i bydel Romsås og 86,7 år i bydel Vinderen på dette alderstrinnet

Tabell 6.5 *Forventet gjenstående leveår og levealder i Oslos bydeler etter nåværende alder. Avvik fra og prosent av Oslo i alt. Kvinner og menn.*

KVINNER OG MENN	Avvik fra Oslo i alt				Prosent av Oslo i alt ¹			
	50 år	60 år	70 år	80 år	50 år	60 år	70 år	80 år
1. Bygdøy-Frogner	1,8	1,5	1,9	1,7	102	102	102	102
2. Uranienb-Major	0,1	0,2	0,3	0,1	100	100	100	100
3. St.Hans-Ullevål	0,0	-0,2	-0,5	0,0	100	100	99	100
4. Sagene-Torshov	-3,6	-2,4	-1,3	0,0	96	97	98	100
5. Grüner-Sofienb	-3,7	-3,3	-2,3	-0,9	95	96	97	99
6. Gamle Oslo	-4,1	-3,4	-1,9	-1,4	95	96	98	98
7. Ekeberg-Bekkel	0,6	0,5	0,0	-0,4	101	101	100	100
8. Nordstrand	1,7	1,4	0,8	0,2	102	102	101	100
9. Søndre Nordstr	0,9	0,8	0,7	0,5	101	101	101	101
10. Lambertseter	-0,1	0,5	0,3	-0,3	100	101	100	100
11. Bøler	-0,7	-0,9	-0,8	-1,1	99	99	99	99
12. Manglerud	1,2	1,2	0,8	1,0	101	101	101	101
13. Østensjø	-0,4	-0,1	-0,2	0,0	100	100	100	100
14. Helsfyr-Sinsen	-1,9	-1,3	-0,5	-0,4	98	98	99	100
15. Hellerud	0,6	0,8	0,8	1,3	101	101	101	101
16. Furuset	-1,2	-1,1	-1,0	-1,2	98	99	99	99
17. Stovner	-1,0	-1,1	-1,0	-0,7	99	99	99	99
18. Romsås	-4,2	-4,3	-3,5	-2,7	95	95	96	97
19. Grorud	-0,4	-0,6	-0,1	0,4	100	99	100	100
20. Bjerke	0,9	0,7	0,3	0,1	101	101	100	100
21. Grefsen-Kjelsås	1,8	1,7	0,9	0,3	102	102	101	100
22. Sogn	2,4	1,8	1,0	0,9	103	102	101	101
23. Vinderen	3,4	2,8	2,0	1,4	104	103	102	102
24. Røa	1,6	1,1	0,5	0,1	102	101	101	100
25. Ullern	1,6	1,1	0,5	-0,2	102	101	101	100
Oslo	0,0	0,0	0,0	0,0	100	100	100	100
Lavest	-4,2	-4,3	-3,5	-2,7	95	95	96	97
Høyest	3,4	2,8	2,0	1,7	104	103	102	102
Avvik	7,6	7,1	5,5	4,4	9	9	6	5
Forhold	-81	-64	-58	-63	110	109	107	105

¹ Gjelder forventet levealder

Kilde: Egne beregninger basert på data fra Statistisk sentralbyrå

Forventet levealder åttiåringer

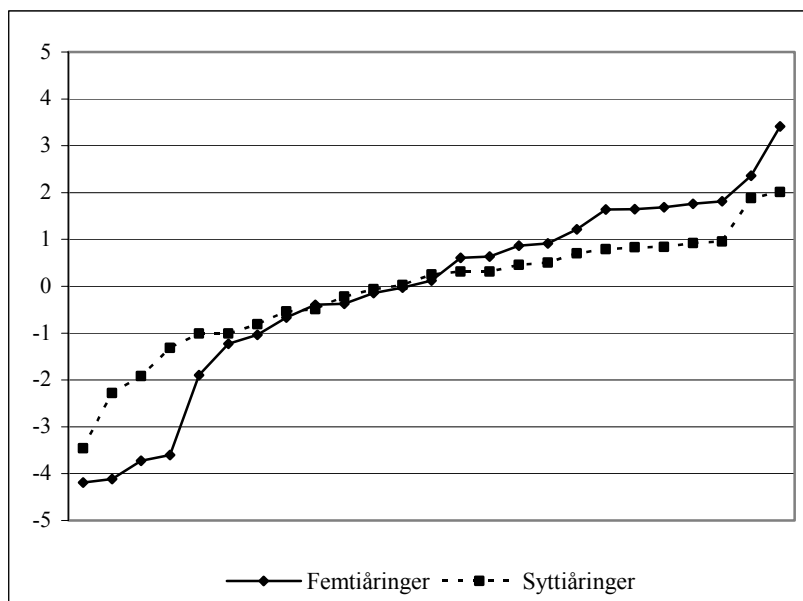
Åttiåringer kan forventes å leve drøyt 8 år og forventet levealder er lik 88,3 år for innbyggere i Oslo sett under ett. For åttiåringer er forskjellene i forventet levealder mindre eller lik $\pm 1,0$ leveår i 21 av

25 bydeler. Det er med andre ord en stor gruppe bydeler der det er små forskjeller i dødelighet og forventet levealder for åttiåringer. I bydelene Gamle Oslo og Romsås er forventet levealder blant åttiåringer henholdsvis 1,4 år og 2,7 år lavere enn gjennomsnittet, mens forventet levealder er henholdsvis 1,7 år og 1,4 år høyere enn gjennomsnittet i bydelene Bygdøy-Frogner og Vinderen. Hovedkonklusjonen er at *det er forholdsvis små forskjeller i forventet levealder blant åttiåringer*. Denne konklusjonen understøttes også av analysene i kapittel 7, som viser at verken kjønn, sivil status eller utdanningsnivå kan forklare variasjon i dødelighet mellom bydelene for personer 80 år og over. Det er trolig en generell svekkelse av helse og generelle aldersrelaterte sykdommer som i hovedsak forklarer variasjon i dødelighet i de eldste aldersgruppene – ikke sosio-økonomiske kjennetegn ved individene.

Femtiåringer og syttiåringer

Det er forholdsvis liten total variasjon i dødelighet mellom bydelene; ulikheten er størst for aldersgruppen 50-59 år, og forskjellene avtar markert med alderen. Samtidig er det et fåtall bydeler med gjennomgående høy eller lav dødelighet på alle alderstrinn. Det er ganske store forskjeller i dødelighet mellom disse ”ekstrebydelene”, noe som også medfører markerte forskjeller i forventet gjenstående leveår og forventet levealder på ulike alderstrinn.

Figur 6.1 *Bydelsvise avvik i forventet levealder til femtiåringer og syttiåringer fra gjennomsnittet for Oslo kommune.*



Kilde: Egne beregninger basert på data fra Statistisk sentralbyrå

Figur 6.1 oppsummerer forskjellene mellom bydelene i levealder for femtiåringer og syttiåringer. For *femtiåringer* er hovedtrekkene som følger: I fire bydeler er forventet levealder mellom 3,6 og 4,2 år lavere enn gjennomsnittet for Oslo kommune, mens forventet levealder er 2,4 og 3,4 år lengre i to bydeler. Det vil si at i 19 bydeler er avviket i forventet levealder mindre enn $\pm 2,0$ år. Avviket er mindre eller lik $\pm 1,0$ år i 11 av 25 bydeler.

For *syttiåringer* er hovedtrekkene som følger: I to bydeler er forventet levealder henholdsvis 2,3 og 3,5 år lavere enn gjennomsnittet for Oslo kommune, mens forventet levealder er 2,0 år lengre i én bydel. Det vil si at i 23 bydeler er avviket i forventet levealder mindre enn $\pm 2,0$ år. Avviket er mindre eller lik $\pm 1,0$ år i 19 av 25 bydeler.

I kapittel 3.3.2 har vi referert til at det er betydelige forskjeller i levealder mellom enkelte bydeler, målt som gjenstående leveår ved fødsel. Analysen i inneværende kapittel er basert på gjenstående leveår hos personer 50 år og eldre. Også ved bruk av dette målet for levealder, ser vi at det er betydelige forskjeller i levealder mellom et

fåfall bydeler. Samtidig er det forholdsvis små forskjellene mellom majoriteten av bydeler.

6.3.2 Overvurderes reelle forskjeller i levealder?

Det er spesielt to forhold som trolig medfører at forskjellene i levealder mellom bydelenes "egentlige" innbyggere overvurderes. For det første kjøp og salg av institusjonsplasser, for det andre Oslo kommunes boligpolitikk overfor utsatte befolkningsgrupper.

Kjøp og salg av institusjonsplasser og pleieboliger

Analysene i kapittel 8, og spesielt korrelasjonsanalysen i avsnitt 8.1.2, sannsynliggjør at den offisielle statistikken over antall døde i bydelene overdriver den reelle utlikheten mellom bydelene. Problemet er kjøp og salg av institusjonsplasser mellom bydelene.

Det er fem bydeler der mer enn fem prosent av det registrerte antall innbyggere 80 år og over er bosatt i pleieinstitusjoner i andre bydeler regnet netto. I alle disse bydelene er den registrerte dødelighetsraten *lavere* enn for Oslo kommune i alt. Det er syv bydeler der mer enn fire prosent av registrerte innbyggere 80 år og over kommer fra andre bydeler regnet netto. Av disse er det seks bydeler som har høyere registrert dødelighet blant innbyggere 80 år og over enn gjennomsnittet for Oslo kommune. Unntaket er Sogn, med 13 færre døde enn det som følger dersom dødsraten på hvert alderstrinn (tiårsintervall) var som for Oslo i alt.

Det er en sterk negativ korrelasjon mellom andelen innbyggere 80 år og over i pleieinstitusjoner i andre bydeler og den registrerte dødsraten til personer 80 år og over, korrelasjonskoeffisienten er lik $-0,801$. Andelen innbyggere i andre bydeler beregnes her av det registrerte antall innbyggere i hver bydel. Dette betyr følgende: *Den observerte dødeligheten til personer 80 år og over er jevnt over høyere enn gjennomsnittet i bydeler som er netto selgere av institusjonsplasser til andre bydeler, mens den observerte dødeligheten til personer 80 år og over er jevnt over lavere enn gjennomsnittet i bydeler som er netto kjøpere av institusjonsplasser fra andre bydeler.* Med andre ord overdriver den offisielle statistikken de reelle forskjellene mellom bydelene i dødelighet til personer 80 år og over.

Derfor er de reelle forskjellene i levealder mellom bydelene trolig en del mindre enn det som fremgår av beskrivelsen i inneværende kapittel.

Subsidierte hospitser og kommunale boliger for vanskeligstilte

Den høye dødeligheten i enkelte bydeler reflekterer ikke nødvendigvis en høy dødelighet blant bydelenes "egentlige" innbyggere: flere bydeler på Østkanten har mange hospitser og kommunale boliger for vanskeligstilte, for eksempel narkomane og alkoholiker, der dødeligheten trolig er spesielt høy blant middelaldrende og yngre eldre. Høy dødelighet er dermed ikke nødvendigvis et generelt levekårsproblem i disse bydelene, men mer et resultat av en opphoping av kommunalt subsidierte boliger for utsatte befolkningsgrupper. Hvis det er slik, skyldes en større eller mindre del av forskjellene i forventet levealder, spesielt blant middelaldrende og forholdsvis unge eldre, høy dødelighet i helt spesielle grupper som i utgangspunktet ikke har en "naturlig" tilknytning til enkelte bydeler på Østkanten. Levekårsproblemene til de mest utsatte gruppene er alvorlige i seg selv, men Oslo kommunes boligpolitikk kan gi et inntrykk av større generelle forskjeller mellom bydelene enn det som er tilfelle.

6.3.3 Forventet levealder fordelt på kjønn

I det følgende gis det en kort gjennomgang av forskjeller i forventet gjenstående leveår og forventet levealder for kvinner og menn på ulike alderstrinn. De spesifiserte tabellene på bydelsnivå er i hovedsak tatt med for dokumentasjonens skyld og kommenteres i liten grad.

Kvinner lever lengre enn menn

Tabell 6.6 viser forventet gjenstående leveår og forventet levealder for menn og kvinner og for alle innbyggere sett under ett spesifisert på alder: femtiåringer, sekstiåringer, syttiåringer, åttiåringer og nittiåringer. Tabellens viser også avvikene fra gjennomsnittet for Oslo kommune for begge kjønn og den prosentandelen henholdsvis forventet gjenstående leveår og levealder til menn og kvinner utgjør av gjennomsnittet.

Dødeligheten til kvinner er lavere enn dødeligheten til menn på alle alderstrinn, se Tabell 7.5. Det betyr at forventet gjenstående levealder på alle alderstrinn er høyere for kvinner enn for menn. Femtiårige kvinner kan forventes å leve til de blir 83,0 år. Menn på samme alder kan forventes å leve til de blir 78,7 år, altså er forventet levealder 4,3 år kortere for femtiårige menn enn kvinner.

Tabell 6.6 *Forventet gjenstående leveår og forventet levealder etter nåværende alder. Kvinner og menn. Oslo kommune. Antall år. Avvik. Prosent.*

	Forventet gjenstående leveår					Forventet levealder				
	50 år	60 år	70 år	80 år	90 år	50 år	60 år	70 år	80 år	90 år
ANTALL ÅR										
Menn	28,7	20,2	12,8	7,1	3,3	78,7	80,2	82,8	87,1	93,3
Kvinner	33,0	24,1	16,0	8,9	3,9	83,0	84,1	86,0	88,9	93,9
Alle	31,0	22,4	14,7	8,3	3,8	81,0	82,4	84,7	88,3	93,8
AVVIK										
Menn	-2,3	-2,2	-1,8	-1,2	-0,5	-2,3	-2,2	-1,8	-1,2	-0,5
Kvinner	1,9	1,7	1,3	0,6	0,1	1,9	1,7	1,3	0,6	0,1
Alle	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
PROSENT										
Menn	92	90	87	86	87	97	97	98	99	99
Kvinner	106	108	109	107	104	102	102	102	101	100
Alle	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Kilde: Egne beregninger basert på data fra Statistisk sentralbyrå

Forventet levealder stiger for begge kjønn jo høyere nåværende alder er, og forskjellene i forventet levealder mellom kvinner og menn reduseres. Således er den forventede levealderen til åttiåringer lik 88,9 år for kvinner og 87,1 år for menn, med andre ord en differanse på 1,8 år. For nittiåringer reduseres avviket til 0,6 år.

Kvinner og menn – litt om ekstremforskjeller mellom bydelene

Tabell 6.7 og Tabell 6.9 viser *forventet gjenstående leveår* og *forventet levealder* for henholdsvis menn og kvinner spesifisert på alder i Oslos bydeler.⁵⁰

⁵⁰ Det presenteres ikke tall for personer uten fast bopel.

Tabell 6.7 *Forventet gjenstående leveår og levealder i Oslos bydeler etter nåværende alder. Antall år. Menn.*

MENN	Forventet gjenstående leveår				Forventet levealder			
	50 år	60 år	70 år	80 år	50 år	60 år	70 år	80 år
1. Bygdøy-Frogner	30,2	21,4	14,0	8,1	80,2	81,4	84,0	88,1
2. Uraniensb-Major	28,1	19,5	12,2	7,0	78,1	79,5	82,2	87,0
3. St.Hans-Ullevål	27,8	19,4	11,9	6,6	77,8	79,4	81,9	86,6
4. Sagene-Torshov	24,0	17,0	10,5	6,4	74,0	77,0	80,5	86,4
5. Grüner-Sofienb	25,1	16,8	10,4	5,7	75,1	76,8	80,4	85,7
6. Gamle Oslo	24,8	17,0	11,3	5,6	74,8	77,0	81,3	85,6
7. Ekeberg-Bekkel	28,8	20,1	12,7	6,6	78,8	80,1	82,7	86,6
8. Nordstrand	30,7	22,0	14,0	7,6	80,7	82,0	84,0	87,6
9. Søndre Nordstr	30,2	21,6	14,2	8,9	80,2	81,6	84,2	88,9
10. Lambertseter	28,0	20,5	12,8	6,5	78,0	80,5	82,8	86,5
11. Bøler	28,0	19,3	11,6	5,7	78,0	79,3	81,6	85,7
12. Manglerud	29,4	21,0	13,6	7,7	79,4	81,0	83,6	87,7
13. Østensjø	28,6	20,2	12,7	7,5	78,6	80,2	82,7	87,5
14. Helsefyr-Sinsen	26,3	18,6	12,4	6,5	76,3	78,6	82,4	86,5
15. Hellerud	28,9	20,9	13,0	7,2	78,9	80,9	83,0	87,2
16. Furuset	28,2	20,0	12,2	6,2	78,2	80,0	82,2	86,2
17. Stovner	27,6	19,2	12,0	6,3	77,6	79,2	82,0	86,3
18. Romsås	25,9	16,6	10,9	5,8	75,9	76,6	80,9	85,8
19. Grorud	28,3	19,5	12,7	7,2	78,3	79,5	82,7	87,2
20. Bjerke	29,7	20,9	13,2	7,3	79,7	80,9	83,2	87,3
21. Grefsen-Kjelsås	30,8	21,9	13,8	7,0	80,8	81,9	83,8	87,0
22. Sogn	31,9	22,6	13,8	7,7	81,9	82,6	83,8	87,7
23. Vinderen	32,8	23,4	14,8	8,1	82,8	83,4	84,8	88,1
24. Røa	30,7	21,6	13,7	7,5	80,7	81,6	83,7	87,5
25. Ullern	31,3	22,3	14,3	7,8	81,3	82,3	84,3	87,8
Oslo	28,7	20,2	12,8	7,1	78,7	80,2	82,8	87,1
Lavest	24,0	16,6	10,4	5,6	74,0	76,6	80,4	85,6
Høyest	32,8	23,4	14,8	8,9	82,8	83,4	84,8	88,9
Avvik	8,8	6,9	4,4	3,3	8,8	6,8	4,4	3,3
Forhold	137	141	143	160	112	109	105	104

Kilde: Egne beregninger basert på data fra Statistisk sentralbyrå

Den venstre siden av Tabell 6.8 og Tabell 6.10 viser *avviket* fra gjennomsnittet for Oslo kommune i *forventet gjenstående leveår* og *forventet levealder* for henholdsvis menn og kvinner i hver bydel. Den høyre siden i tabellene viser hvor mange *prosent forventet levealder* i hver bydel utgjør av forventet levealder i Oslo kommune sett under ett på hvert alderstrinn.

Tabell 6.8 Forventet levealder i Oslos bydeler etter nåværende alder. Avvik fra og prosent av Oslo i alt. Menn.

MENN	Avvik fra Oslo i alt				Prosent av Oslo i alt			
	50 år	60 år	70 år	80 år	50 år	60 år	70 år	80 år
1. Bygdøy-Frogner	1,5	1,2	1,2	1,0	102	101	101	101
2. Uraniensb-Major	-0,6	-0,7	-0,7	-0,1	99	99	99	100
3. St.Hans-Ullevål	-0,9	-0,8	-0,9	-0,5	99	99	99	99
4. Sagene-Torshov	-4,7	-3,2	-2,4	-0,7	94	96	97	99
5. Grüner-Sofienb	-3,6	-3,5	-2,5	-1,4	95	96	97	98
6. Gamle Oslo	-3,9	-3,2	-1,6	-1,5	95	96	98	98
7. Ekeberg-Bekkel	0,1	-0,1	-0,1	-0,5	100	100	100	99
8. Nordstrand	2,0	1,7	1,2	0,5	103	102	101	101
9. Søndre Nordstr	1,5	1,3	1,3	1,8	102	102	102	102
10. Lambertseter	-0,7	0,3	0,0	-0,6	99	100	100	99
11. Bøler	-0,7	-0,9	-1,2	-1,4	99	99	99	98
12. Manglerud	0,7	0,8	0,8	0,6	101	101	101	101
13. Østensjø	-0,1	0,0	-0,1	0,4	100	100	100	100
14. Helsefyr-Sinsen	-2,4	-1,6	-0,4	-0,6	97	98	99	99
15. Hellerud	0,2	0,7	0,2	0,1	100	101	100	100
16. Furuset	-0,5	-0,3	-0,6	-0,9	99	100	99	99
17. Stovner	-1,1	-1,0	-0,8	-0,8	99	99	99	99
18. Romsås	-2,8	-3,6	-1,9	-1,3	96	95	98	98
19. Grorud	-0,4	-0,8	-0,1	0,1	99	99	100	100
20. Bjerke	1,0	0,7	0,4	0,2	101	101	100	100
21. Grefsen-Kjelsås	2,1	1,7	0,9	-0,1	103	102	101	100
22. Sogn	3,2	2,4	1,0	0,6	104	103	101	101
23. Vinderen	4,1	3,2	1,9	1,0	105	104	102	101
24. Røa	2,0	1,4	0,9	0,4	102	102	101	100
25. Ullern	2,6	2,0	1,5	0,7	103	103	102	101
Oslo	0,0	0,0	0,0	0,0	100	100	100	100
Lavest	-4,7	-3,6	-2,5	-1,5	94	95	97	98
Høyest	4,1	3,2	1,9	1,8	105	104	102	102
Avvik	8,8	6,9	4,4	3,3	11	9	5	4
Forhold	-88	-88	-78	-115	112	109	105	104

Kilde: Egne beregninger basert på data fra Statistisk sentralbyrå

Når det gjelder forskjellene mellom bydelene med lavest og høyest forventet levealder på hvert alderstrinn, er hovedtrekkene som følger:

For femtiåringer og sekstiåringer er det større forskjeller i forventet levealder til menn enn forventet levealder til kvinner. Hovedgrunnen er at det er markert større forskjeller i dødelighet blant menn 50-59 år enn blant kvinner i samme alder, se Tabell 7.6.

For syttiåringer og åttiåringer er det markert større forskjeller i forventet levealder til kvinner enn til menn. Hovedgrunnen er at det er større ulikhet i dødelighet blant kvinner enn blant menn for alle aldersgrupper 70 år og over.

Tabell 6.9 *Forventet gjenstående leveår og levealder i Oslos bydeler etter nåværende alder. Antall år. Kvinner.*

KVINNER	Forventet gjenstående leveår				Forventet levealder			
	50 år	60 år	70 år	80 år	50 år	60 år	70 år	80 år
1. Bygdøy-Frogner	34,5	25,4	18,1	10,7	84,5	85,4	88,1	90,7
2. Uranienb-Major	33,5	24,9	16,8	8,9	83,5	84,9	86,8	88,9
3. St.Hans-Ullevål	33,3	24,0	15,5	9,0	83,3	84,0	85,5	89,0
4. Sagene-Torshov	31,2	22,8	15,7	9,1	81,2	82,8	85,7	89,1
5. Grüner-Sofienb	29,3	21,1	13,8	8,1	79,3	81,1	83,8	88,1
6. Gamle Oslo	29,0	20,8	13,7	7,5	79,0	80,8	83,7	87,5
7. Ekeberg-Bekkel	34,5	25,6	16,3	8,6	84,5	85,6	86,3	88,6
8. Nordstrand	34,4	25,2	16,5	8,9	84,4	85,2	86,5	88,9
9. Søndre Nordstr	33,8	24,8	16,5	8,9	83,8	84,8	86,5	88,9
10. Lambertseter	32,9	24,5	16,2	8,9	82,9	84,5	86,2	88,9
11. Bøler	32,3	23,3	15,7	8,1	82,3	83,3	85,7	88,1
12. Manglerud	34,4	25,4	16,8	10,3	84,4	85,4	86,8	90,3
13. Østensjø	32,2	23,8	15,7	8,8	82,2	83,8	85,7	88,8
14. Helsefyr-Sinsen	31,7	23,0	15,1	8,4	81,7	83,0	85,1	88,4
15. Hellerud	34,1	25,1	17,7	11,5	84,1	85,1	87,7	91,5
16. Furuset	31,2	22,3	14,7	7,4	81,2	82,3	84,7	87,4
17. Stovner	31,9	23,0	14,7	8,0	81,9	83,0	84,7	88,0
18. Romsås	28,0	19,8	11,6	5,6	78,0	79,8	81,6	85,6
19. Grorud	32,6	23,7	16,1	9,5	82,6	83,7	86,1	89,5
20. Bjerke	33,6	24,7	16,3	9,0	83,6	84,7	86,3	89,0
21. Grefsen-Kjelsås	34,3	25,6	16,8	9,5	84,3	85,6	86,8	89,5
22. Sogn	34,2	25,1	16,7	10,0	84,2	85,1	86,7	90,0
23. Vinderen	35,6	26,5	18,2	10,9	85,6	86,5	88,2	90,9
24. Røa	34,3	25,0	16,2	8,8	84,3	85,0	86,2	88,8
25. Ullern	33,8	24,4	15,7	8,2	83,8	84,4	85,7	88,2
Oslo	33,0	24,1	16,0	8,9	83,0	84,1	86,0	88,9
Lavest	28,0	19,8	11,6	5,6	78,0	79,8	81,6	85,6
Høyest	35,6	26,5	18,2	11,5	85,6	86,5	88,2	91,5
Avvik	7,6	6,7	6,6	5,9	7,6	6,7	6,6	5,9
Forhold	127	134	157	205	110	108	108	107

Kilde: Egne beregninger basert på data fra Statistisk sentralbyrå

For menn som overlever 70 år er det med andre ord markert mindre variasjon i forventede levealder enn for kvinner som overlever 70 år. Tallene tyder på at det er enkelte menn som er spesielt utsatt for tidlig død, og at for de som overlever er det forholdsvis beskjedne variasjon i levealder. Det er ikke usannsynlig at en høy andel yngre menn som dør, dør på grunn av adferdsrelaterte sykdommer og lidelser – for eksempel høyt forbruk av alkohol og tobakk og misbruk av narkotiske stoffer.

Tabell 6.10 *Forventet levealder i Oslos bydeler etter nåværende alder. Avvik fra og prosent av Oslo i alt. Kvinner.*

KVINNER	Avvik fra Oslo i alt				Prosent av Oslo i alt			
	50 år	60 år	70 år	80 år	50 år	60 år	70 år	80 år
1. Bygdøy-Frogner	1,6	1,3	2,1	1,8	102	102	102	102
2. Uranienb-Major	0,5	0,8	0,9	0,0	101	101	101	100
3. St.Hans-Ullevål	0,4	-0,1	-0,5	0,1	100	100	99	100
4. Sagene-Torshov	-1,8	-1,3	-0,2	0,2	98	99	100	100
5. Grüner-Sofienb	-3,7	-3,0	-2,2	-0,8	96	96	97	99
6. Gamle Oslo	-4,0	-3,3	-2,2	-1,4	95	96	97	98
7. Ekeberg-Bekkel	1,5	1,5	0,3	-0,3	102	102	100	100
8. Nordstrand	1,4	1,1	0,5	0,0	102	101	101	100
9. Søndre Nordstr	0,8	0,8	0,6	0,0	101	101	101	100
10. Lambertseter	-0,1	0,4	0,2	0,0	100	100	100	100
11. Bøler	-0,6	-0,8	-0,3	-0,8	99	99	100	99
12. Manglerud	1,5	1,3	0,8	1,3	102	102	101	102
13. Østensjø	-0,8	-0,3	-0,2	-0,1	99	100	100	100
14. Helsefyr-Sinsen	-1,3	-1,1	-0,9	-0,5	98	99	99	99
15. Hellerud	1,1	1,1	1,7	2,6	101	101	102	103
16. Furuset	-1,8	-1,8	-1,3	-1,5	98	98	98	98
17. Stovner	-1,0	-1,1	-1,3	-0,9	99	99	99	99
18. Romsås	-5,0	-4,3	-4,4	-3,3	94	95	95	96
19. Grorud	-0,3	-0,4	0,1	0,6	100	100	100	101
20. Bjerke	0,6	0,6	0,3	0,1	101	101	100	100
21. Grefsen-Kjelsås	1,3	1,6	0,9	0,6	102	102	101	101
22. Sogn	1,2	1,0	0,8	1,0	101	101	101	101
23. Vinderen	2,6	2,4	2,2	2,0	103	103	103	102
24. Røa	1,3	1,0	0,3	-0,1	102	101	100	100
25. Ullern	0,8	0,3	-0,2	-0,7	101	100	100	99
Oslo	0,0	0,0	0,0	0,0	100	100	100	100
Lavest	-5,0	-4,3	-4,4	-3,3	94	95	95	96
Høyest	2,6	2,4	2,2	2,6	103	103	103	103
Avvik	7,6	6,7	6,6	5,9	9	8	8	7
Forhold	-53	-55	-51	-78	110	108	108	107

Kilde: Egne beregninger basert på data fra Statistisk sentralbyrå

6.4 Helse, dødelighet og sosial ulikhet

6.4.1 Bakgrunn

Internasjonale og nasjonale undersøkelser konkluderer med at det er markerte sosioøkonomiske forskjeller i befolkningens helsetilstand: helsen er bedre jo høyere inntekt og utdanning innbyggerne har, kvinner har jevnt over bedre helse enn menn og enslige har dårligere helse enn personer som bor sammen med noen. Folkehelseinstituttet (2003) konkluderer slik når det gjelder utviklingen dødelighet i Norge

de siste tretti årene for aldersgruppen 45-59 år: ”Uavhengig av sosiale og økonomiske forhold, har det vært en bedring i helsen – målt ved en nedgang i dødelighet – fra 1970-tallet til 1990-tallet. Denne bedringen har imidlertid vært sterkere for de med høy utdanning og høy inntekt enn de med lav utdanning og lav inntekt. Følgelig er det blitt større helseforskjeller mellom ulike sosiale grupper i samfunnet nå enn det var for tretti år siden.”

Folkehelseinstituttet påpeker at det er knyttet spesielle problemer til enslige: ”Det som har vært mest utslagsgivende i perioden, for både menn og kvinner, har vært at enslige personer har hatt en vesentlig dårligere helseutvikling enn ikke-enslige. Dette forholdet kan faktisk forklare mesteparten av den økningen i sosioøkonomiske helseforskjeller som vi har kunnet påvise at har inntrådt i løpet de siste tretti årene i den norske befolkningen. Hovedproblemet i Norge er med andre ord ikke nødvendigvis at det er blitt større helseforskjeller knyttet til forskjeller i utdanning og inntekt, men at enslige menn og enslige kvinner har hatt en for dårlig helseutvikling i forhold til gifte og samboende.”

6.4.2 Sykelighet og dødelighet etter kjennetegn ved individene

I kapittel 7 vises det at de sosioøkonomiske forskjellene i dødelighet avtar jo eldre innbyggerne er. Hvorfor blir effektene av kjønn, sivil status og utdanning/inntekt mindre jo eldre folk blir? Hvilke implikasjoner har dette for forståelsen av sammenhengene mellom helse og sosial ulikhet og hvilke virkemidler som kan benyttes for å redusere helseforskjeller?

Ulike årsaker til dødelighet/helseproblemer

Når formålet er et bredere kunnskapsgrunnlag, er det nødvendig å spesifisere *konkret* hvilke helseproblemer de mest utsatte gruppene har og den *absolutte* betydningen av disse problemene (dødeligheten). Til hvilke spesifikke diagnoser er det at dødeligheten på enkelte aldersstrinn skaper sosiale forskjeller, men ikke på andre? Hvilke typer sykdommer er det som på enkelte aldersstrinn skaper sosiale forskjeller i dødelighet, men ikke på andre? Dersom overdødelighet i gruppen enslige for eksempel i vesentlig grad skyldes et høyt innslag av psykisk utviklingshemmede og personer som dør av ulykker og lignende, er det relativt lite samfunnet kan gjøre for å forhindre det. Dersom ulikhetene i hovedsak skyldes faktorer som misbruk av

alkohol og andre rusmidler, røyking, usunt kosthold og så videre, kan imidlertid tiltak for å forebygge/reducere problemene settes i verk.

Sykdommer og egenskaper ved individene

For å kunne forklare forskjellen i dødelighet mellom menn og kvinner, fattig og rik, høyt utdannede og personer med lav utdanning, er det nødvendig å analysere de helseplager som kjennetegner ulike grupper og hvilke årsaker som ligger til grunn for dødsfall i de ulike gruppene – og på forskjellige alderstrinn.

Det er om lag like mange kvinner og menn 45-54 år som dør av ondartede svulster. På den annen side dør langt flere menn enn kvinner av sykdommer i sirkulasjonsorganene. Til sammen står disse diagnosene for 64 prosent av alle dødsfall i aldersgruppen. Tilsvarende dør langt flere menn av psykiske lidelser og atferdsmessige forstyrrelser, alkoholbetingede psykoser/avhengighet av alkohol, avhengighet av stoff eller medikamenter og ischemisk hjertesykdom. Det er også langt flere menn enn kvinner som gjennomgår voldssomme dødsfall (ulykker, forgiftning, selvmord med mer).

Hvilke sammenhenger foreligger mellom de sykdommene folk dør av og deres sosioøkonomiske posisjon? Og er det sannsynlig at de sosioøkonomiske faktorene langt på vei kan forklare at folk rammes ulikt av ulike sykdommer? Eller omvendt, er det særskilte helseproblemer som langt på vei kan forklare sosial ulikhet?

For å svare på det siste spørsmålet, kan kunnskap om diagnose være til en viss hjelp. Men det vil være nødvendig å supplere slike analyser med andre faktorer som kan forklare inntektssvikt. For eksempel, hvordan er lav-/høyinntektsgruppene sammensatt etter utdanning og type inntekt (trygder og så videre)?

Hvor mange personer representerer overdødeligheten i enkelte grupper? Og hvor mye kan forklares ut fra forskjeller i diagnosebilde? Skyldes høy dødelighet blant enslige menn hovedsakelig overforbruk av alkohol/narkotiske stoffer, eller er det andre diagnoser som i hovedsak ligger til grunn for overdødeligheten?

Det er spesielt blant menn at dødeligheten er markert redusert – og mest blant gifte menn. Hvordan kan dette forklares? Det ble videre relativt sett markert flere enslige menn enn enslige kvinner fra 1970 til 1990. Likevel var det en sterkere reduksjon i dødeligheten blant enslige menn enn blant enslige kvinner. Dette støtter ikke en hypotese om at det er enslighet i seg selv som skaper uhelse.

Andre mål for helseproblemer

Antall døde utgjør under en prosent av alle innbyggere i aldersgruppen 45-59 år. Også av den grunn er det ønskelig å etablere alternative mål for helse. Dødelighet som et generelt helsemål er dessuten omstridt, og det er ønskelig å drøfte om andre mål/indikatorer kan benyttes for å tallfeste sammenhenger mellom helse og sosioøkonomiske forhold. Blant personer i yrkesaktiv alder er mulige andre indikatorer andel uføretrygdede, personer under attføring (og personer som mottar sykepenger) og personer med hjelpestønad. Andre mål kan være andel personer som benytter sykehus tjenester, andre helsetjenester og brukere av kommunale pleie- og omsorgstjenester. Fører forskjeller i dødelighet/sykelighet i ulike befolkningsgrupper til at de helserelaterte utgiftene også varierer i samsvar med dette? Er for eksempel helseutgiftene markert høyere blant enslige med lav utdanning/inntekt? Helseutgifter fordelt på sosiale grupper og aldersgrupper kan vær et annet mål for variasjon i helserelaterte problemer.

6.4.3 Skaper helseforskjeller sosiale forskjeller?

Fra analyser av sammenhengen mellom dødelighet og sosioøkonomiske egenskaper ved individene, kan vi ofte avlese antagelser om at lav inntekt og/eller kort utdanning er faktorer som bidrar til eller skaper helseproblemer og dermed høy dødelighet. Dette var høyst sannsynlig tilfelle i tidligere tider da for eksempel underernæring grunnet fattigdom, uhygieniske boliger, mangel på rent vann og dårlige sanitære forhold med videre, i stor grad var forhold som rammet arbeiderklassen. Men er det slik i dagens velstandssamfunn?

Folkehelseinstituttet (2003) påpeker – noe upresist – at det antagelig er minst fem forhold som medvirker til at det selv i rike land med godt utbygde velferdsordninger og helsetjenester, fortsatt er forskjeller i helsetilstanden i befolkningen som kan tilbakeføres til sosiale eller økonomiske forhold. Disse faktorene kan deles i to hovedgrupper.

For det første er det faktorer som kan bety at dårlig helse fører til lav sosial status: I et hvert samfunn vil mennesker med dårlig helse ha en tendens til å falle nedover på den sosiale rangstigen. Grunlaget for sosiale forskjeller kan foreligge allerede før fødselen og en del av oversykelighet og overdødelighet kan antakelig føres tilbake til psykososiale faktorer som alvorlige livshendelser, stress og psykiske påkjenninger.

For det andre er det faktorer som kan bety at lav sosial status skaper helseproblemer: I de fleste vestlige land er det store sosiale forskjeller

i det som betegnes helseskadelig atferd, for eksempel tobakksrøyking, fysisk inaktivitet, alkoholmisbruk og usunne kostvaner. Slik atferd øker risikoen for tidligere død ved for eksempel sykdommer som hjerteinfarkt, hjerneslag og kreftsykdommer. Det er videre rimelig å anta at økonomi virker inn på det nærmiljøet den enkelte lever i: vi vet at negative forhold som luftforurensning, støy, ulykkesrisiko, vold, kriminalitet og dårlige rekreasjonsmuligheter, reduserer boligprisene i et område slik at personer med dårlig økonomi blir overrepresentert.

Helseproblemer og sosial ulikhet – årsak og virkning

Vi vet at en rekke helseproblemer – som det ofte kan være lite å gjøre med – er med på å skape sosiale forskjeller og trolig også en overhyppighet av enslige. Enklest er det å peke på den høye andelen enslige blant psykiske utviklingshemmede og at disse personene har små utsikter til høy utdanning og høy inntekt. Andre eksempler er hardt trafikkskadde, misbrukere av alkohol og narkotiske stoffer og personer med alvorlige medfødte lidelser. Vi reiser imidlertid spørsmål om ikke erfaringene fra livsutfall i disse gruppene kan danne gyldig grunnlag for hypoteser om tilsvarende langs en bredere og lengre skala for helseproblemer.

En bedre forståelse av de helseproblemene folk i ulike sosiale lag sliter med, kan også gi viktige inntak til bedre å forstå sammenhenger mellom helseproblemer og sosial ulikhet.

Hva er rimelige tolkninger av ”de sosioøkonomiske helseulikhetene i samfunnet har økt i løpet av de siste tretti årene”? Og ”hovedproblemet i Norge er med andre ord ikke at det er blitt større helseforskjeller knyttet til forskjeller i utdanning og inntekt, men at enslige menn og enslige kvinner har hatt en for dårlig helseutvikling i forhold til gifte og samboende”?⁵¹ Konklusjoner om at helseforskjellene mellom ulike sosiale grupper har økt, kan diskuteres.

Helseproblemer og sannsynligheten for å bli gift/skilt

For det første kan helseproblemer medføre laver sannsynlighet for å bli gift og/eller høyere sannsynlighet for å bli skilt, se Blekesaune (2003). Med en generelt høyere skilsmissemfrekvens, kan dette bety at det er overvekt av personer med helseproblemer som blir skilt, slik at den gjennomsnittlige helsetilstanden blant gifte bedres gjennom seleksjon. Skyldes en statistisk observert bedret helsen blant gifte i hovedsak ”overflytting” av personer med helseproblemer fra kategorien gift

⁵¹ Folkehelseinstituttet (2003)

til enslig som følge av at skilsmisse/aleneboenhet er blitt langt mer vanlig?

Er det slik at aleneboenhet i seg selv i tillegg skaper dårlig helse og dermed høy dødelighet? Er dårlig helse en underliggende grunn til at flere er blitt enslige de siste tretti årene? Er dette en grunn til at dødeligheten er forholdsvis høy blant enslige? Dersom det er oversykkelighet blant de som skilles og de som ikke blir gift og dersom denne tendensen har økt over tid, vil en generell økning i andelen enslige i seg selv bedre den gjennomsnittlige helsetilstanden blant gifte personer.

Det å bli enslig kan redusere inntektsnivået

For det andre kan det å være enslig og/eller bli enslig, medføre lavere inntektsnivå.⁵² Er det da lav inntekt kombinert med det å være enslig som skaper helseproblemer, eller er det helseproblemer som øker sannsynligheten for å bli enslig og å få lav inntekt, for eksempel som følge av uføretrygding?

Har inntekt noen betydning?

For det tredje, i enkelte befolkningsgrupper er det markerte forskjeller i dødelighet mellom personer med høy og lav inntekt og høy og kort utdanning (Folkehelseinstituttet, 2003). Men da må det i hovedsak være andre forhold enn inntekt/utdanning som forklarer disse forskjellene ettersom det i andre befolkningsgrupper ikke er markert ulikhet i dødelighet etter utdanning og inntektsnivå. Hvilke forhold er det? Men dersom inntektsnivået har betydning, har enslige hatt en dårligere inntektsutvikling enn gifte over tid? Og kan dette ha sammenheng med den relative helseforringelsen?

6.5 Konklusjoner dødelighet og levealder

Forskjeller i dødelighet og levealder mellom bydelene

Femtiåringer kan forventes å leve i 31 år, med andre ord er forventet levealder lik 81 år. Forventet levealder stiger til 82,4 år for sekstiåringer og 84,7 for syttiåringer, mens forventet levealder for åttiåringer er 88,3 år. Det vil si at forventet levealder øker med nåværende alder, samtidig som forventet gjenstående leveår avtar.

⁵² Spesielt når familienes inntekter måles ved å dividere samlet familieinntekt med kvadratroten av antall familiemedlemmer, slik for eksempel Folkehelseinstituttet gjør.

Det er forholdsvis liten total variasjon i dødelighet mellom bydelene; ulikheten er størst for aldersgruppen 50-59 år, og forskjellene avtar markert med alderen. Men det er markerte forskjeller mellom enkelte bydelene i forventet levealder på ulike alderstrinn: det er et fåtall bydeler med gjennomgående høy eller lav dødelighet på alle alderstrinn. Det er ganske store forskjeller i dødelighet mellom disse ”ekstrembydelene”, noe som også medfører markerte forskjeller i forventet gjenstående leveår og forventet levealder på ulike alderstrinn. Den absolutte forskjellen mellom den bydelen med lavest og høyst forventet levealder avtar med alderen, mens den relative forskjellen øker med alderen.

For *femtiåringer* er hovedtrekkene som følger: I fire bydeler er forventet levealder mellom 3,6 og 4,2 år lavere enn gjennomsnittet for Oslo kommune, mens forventet levealder er 2,4 og 3,4 år lengre i to bydeler. Det vil si at i 19 bydeler er avviket i forventet levealder mindre enn $\pm 2,0$ år. Avviket er mindre eller lik $\pm 1,0$ år i 11 av 25 bydeler.

For *syttiåringer* er hovedtrekkene som følger: I to bydeler er forventet levealder henholdsvis 2,3 og 3,5 år lavere enn gjennomsnittet for Oslo kommune, mens forventet levealder er 2,0 år lengre i én bydel. Det vil si at i 23 bydeler er avviket i forventet levealder mindre enn $\pm 2,0$ år. Avviket er mindre eller lik $\pm 1,0$ år i 19 av 25 bydeler.

Åttiåringer kan forventes å leve drøyt 8 år og forventet levealder er lik 88,3 år for innbyggere i Oslo sett under ett. For åttiåringer er forskjellene i forventet levealder mindre eller lik $\pm 1,0$ leveår i 21 av 25 bydeler. Det er med andre ord en stor gruppe bydeler der det er små forskjeller i dødelighet og forventet levealder for åttiåringer. I bydelene Gamle Oslo og Romsås er forventet levealder blant åttiåringer henholdsvis 1,4 år og 2,7 år lavere enn gjennomsnittet, mens forventet levealder er henholdsvis 1,7 år og 1,4 år høyere enn gjennomsnittet i bydelene Bygdøy-Frogner og Vinderen. Konklusjonen er at *det er forholdsvis små forskjeller i forventet levealder blant åttiåringer*. Denne konklusjonen understøttes også av analysene i kapittel 7, som viser at verken kjønn, sivil status eller utdanningsnivå kan forklare variasjon i dødelighet mellom bydelene for personer 80 år og over. Det er trolig en generell svekkelse av helse og generelle aldersrelaterte sykdommer som i hovedsak forklarer variasjon i dødelighet i de eldste aldersgruppene – ikke sosioøkonomiske kjennetegn ved individene.

Overvurderes forskjeller i dødelighet og levealder?

Det er spesielt to forhold som trolig medfører at forskjellene i levealder mellom bydelenes "egentlige" innbyggere overvurderes. For det første kjøp og salg av institusjonsplasser, for det andre Oslo kommunes boligpolitikk overfor utsatte grupper.

Kjøp og salg av institusjonsplasser og pleieboliger. Det er en sterk negativ korrelasjon mellom andelen innbyggere 80 år og over i pleieinstitusjoner i andre bydeler og den registrerte dødsraten til personer 80 år og over. Dette betyr at den observerte dødeligheten til personer 80 år og over er jevnt over høyere enn gjennomsnittet i bydeler som er netto selgere av institusjonsplasser til andre bydeler, mens den observerte dødeligheten til personer 80 år og over er jevnt over lavere enn gjennomsnittet i bydeler som er netto kjøpere av institusjonsplasser fra andre bydeler. Derfor er de reelle forskjeller i levealder mellom bydelene trolig også en del mindre enn det som fremgår av beskrivelsen i inneværende kapittel.

Subsidierte hospitser og kommunale boliger for vanskeligstilte. Den høye dødeligheten i enkelte bydeler reflekterer ikke nødvendigvis en høy dødelighet blant bydelenes "egentlige" innbyggere: flere bydeler på Østkanten har mange hospitser og kommunale boliger for utsatte befolkningsgrupper, for eksempel narkomane og alkoholiker, der dødeligheten trolig er spesielt høy blant middelaldrende og yngre eldre. Høy dødelighet er dermed ikke nødvendigvis et generelt levekårsproblem i disse bydelene, men mer et resultat av en opphoping av kommunalt subsidierte boliger for vanskeligstilte. Levekårsproblemene til de mest utsatte gruppene er alvorlige i seg selv, men Oslo kommunes boligpolitikk kan gi et inntrykk av større generelle forskjeller mellom bydelene enn det som er tilfelle.

Skaper helseproblemer sosial ulikhet?

Det er enkelte bydeler på østkanten som har spesielt høy dødelighet og enkelte bydeler på vestkanten som har lav dødelighet. Av dette kan man ikke uten videre trekke den slutning at det er levekårsproblemer med videre som i all hovedsak skaper helseproblemer og dermed overdødelighet på østkanten.

Fra analyser av sammenhengen mellom dødelighet og sosioøkonomiske egenskaper ved individene, kan vi ofte avlese antagelser om at lav inntekt og/eller kort utdanning er faktorer som bidrar til eller skaper helseproblemer og dermed høy dødelighet. Dette var høyst sannsynlig tilfelle i tidligere tider da for eksempel underernæring grunnet fattigdom, uhygieniske boliger, mangel på rent vann og

dårlige sanitære forhold med videre, i stor grad var forhold som rammet arbeiderklassen. Men er det slik i dagens velstandssamfunn?

Folkehelseinstituttet (2003) påpeker – noe upresist – at det antagelig er minst fem forhold som medvirker til at det selv i rike land med godt utbygde velferdsordninger og helsetjenester, fortsatt er forskjeller i helsetilstanden i befolkningen som kan tilbakeføres til sosiale eller økonomiske forhold. Disse faktorene kan deles i to hovedgrupper.

For det første er det faktorer som kan bety at dårlig helse fører til lav sosial status: I et hvert samfunn vil mennesker med dårlig helse ha en tendens til å falle nedover på den sosiale rangstigen. Grunlaget for sosiale forskjeller kan foreligge allerede før fødselen og en del av oversykkelighet og overdødelighet kan antakelig føres tilbake til psykososiale faktorer som alvorlige livshendelser, stress og psykiske påkjenninger. Helseproblemer kan også medføre laver sannsynlighet for å bli gift og/eller høyere sannsynlighet for å bli skilt. Det å være enslig og/eller bli enslig kan medføre lavere inntektsnivå. Er det da lav inntekt kombinert med det å være enslig som skaper helseproblemer, eller er det helseproblemer som øker sannsynligheten for å bli enslig og å få lav inntekt, for eksempel som følge av uføretrygding?

For det andre er det faktorer som kan bety at lav sosial status skaper helseproblemer: I de fleste vestlige land er det store sosiale forskjeller i det som betegnes helseskadelig atferd, for eksempel tobakksrøyking, fysisk inaktivitet, alkoholmisbruk og usunne kostvaner. Slik atferd øker risikoen for tidligere død ved for eksempel sykdommer som hjerteinfarkt, hjerneslag og kreftsykdommer. Det er videre rimelig å anta at økonomi virker inn på det nærmiljøet den enkelte lever i: vi vet at negative forhold som luftforurensning, støy, ulykkesrisiko, vold, kriminalitet og dårlige rekreasjonsmuligheter, reduserer boligprisene i et område slik at personer med dårlig økonomi blir overrepresentert.

7 Hvorfor ulik dødelighet?

7.1 Dødelighet og sosiale kjennetegn

Hovedproblemet i dette kapitlet er å analysere om i hvor stor grad forskjeller i sammensetningen av innbyggerne på kjønn, sivil status og utdanningsnivå kan forklare den totale variasjonen i dødelighet mellom bydelene slik denne variasjonene er beskrevet i kapittel 6. Også i inneværende kapittel splittes døde 50 år og over på tiårs alderstrinn.

Oslo kommune ønsket en studie av den sentrale problemstillingen ved hjelp av regresjonsanalyse. Det viser seg imidlertid at dette er svært problematisk, og i inneværende kapittel benyttes den metoden som er beskrevet i avsnitt 5.2 til å tallfeste hvor mye kjønn, sivil status og utdanningsnivå kan forklare av den totale variasjonen i dødelighet på hvert alderstrinn. Regresjonsanalysene av dødelighet i Oslo er dokumentert i et eget notat, se Toresen (2004).

7.1.1 Tidligere analyser

Sentrale sammenhenger mellom dødelighet og sosioøkonomiske forhold er behandlet i avsnitt 3.3, se spesielt avsnitt 3.3.1. En rekke enkeltstudiene viser at det er betydelige forskjeller i dødelighet etter sosioøkonomisk posisjon. Dette er for Norges vedkommende undersøkt grundig ved hjelp av data på riksnivå. I en studie ved Folkehelseinstituttet (2003) av sammenhengen mellom sosioøkonomisk status og helseulikheter målt ved dødelighet, har en nyttet aldersstandardisert dødelighet over en 7-års-periode for dem som var aldersgruppen 45-59 år i 1970-77, 1980-87 og 1990-97. Dødeligheten for både kvinner og menn utviste en klar sosial gradient. Jo høyere utdanning desto lavere dødelighetsrater. Særlig gjaldt dette for menn. Menn i lavutdanningsgruppen hadde jevnt over dobbelt så høy dødelighet som høyutdanningsgruppen. Forskjellen er enda større –

2.5 ganger – når en nytter inntekt som mål for sosioøkonomisk posisjon (Folkehelseinstituttet 2003). Riktignok har alle utdannings- og inntektsgrupper i landet forbedret sin helse i perioden 1970-1997, men høystatusgruppene har økt sin relativt mest slik at forskjellene var større i 1990 enn i 1970. Menn i lavere inntektsgrupper hadde svært liten helseforbedring i løpet av disse 30 åra, mens høyinntektsgruppene doblet sin relativt sett og plasserte seg på kvinnes nivå for 1970. En finner imidlertid at kvinners helse er betydelig mindre påvirket av sosioøkonomiske forhold enn menns. For øvrig er dødeligheten høyere i grupper med lavest inntekt enn i grupper med lavest utdanning både i 1970, 1980 og 1990.

Videre viser Folkehelseinstituttets undersøkelse at svak helseforbedring i lavinntektsgruppene er vesentlig knyttet til personer som lever som enslige, og at dette forklarer en god del av tiltakende relativ helselikheter mellom sosiale grupper i Norge, siden andelen enslige har økt svært mye de 30 siste åra. Det er for så vidt vel kjent at enslige i Norge lenge har hatt overdødelighet i forhold til personer i parforhold.

I avsnitt 3.3.2 gjennomgås tidligere studier av variasjon i dødelighet og levealder i Oslo. Disse analysene konkluderer i det store og hele med at dødeligheten er markert lavere jo høyere inntekt og utdanningsnivå det er i bydelene.

7.1.2 Dødelighet og kjennetegn ved individene

1. Simultan fordeling kjønn, sivil status og utdanning

Tabell 7.1 viser antall døde i Oslo kommune fordelt etter kjønn, sivil status, utdanning og alder, mens Tabell 7.2 gjengir de tilhørende dødelighetsratene målt i prosent samt tilhørende dødelighetsindekser, det vil si hvor høy prosentandel dødelighetsratene til de ulike gruppene utgjør av den totale dødelighetsraten på hvert alderstrinn.⁵³

Tabell 7.1 viser et slående faktum: *det er svært få gifte kvinner som dør, uansett alder, og spesielt blant gamle eldre*. I gjennomsnitt var det for eksempel kun 161 gifte kvinner 80 år og over som døde i perioden 2000-2002, eller kun 5,6 prosent av alle døde i denne aldersgruppen. Hovedgrunnen er at menn jevnt over dør tidligere enn kvinner, slik at de fleste kvinner er enslige når de dør (fordi ektefellen

⁵³ Det er enkelte mindre avvik mellom tallet på innbyggere fordelt etter utdanning og innbyggere fordelt etter kjønn og sivil status fordi antall innbyggere fordelt på utdanningsgrupper gjelder per 1. oktober og ikke ved utgangen av året, for eksempel er antall innbyggere i 2000 etter utdanning lik antall innbyggere 1. oktober 1999 og så videre.

har dødd på et tidligere tidspunkt). Effekten forsterkes av at mannen trolig er den eldste i de fleste ekteskap.

Tabell 7.1 *Antall døde og innbyggere etter kjønn, sivil status, utdanning og alder. Oslo kommune. Gjennomsnitt for 2000-2002.*

		Antall døde				Antall innbyggere			
		50-69	67-79	80-99	Sum	50-69	67-79	80-99	Sum
Menn									
Gift	Grunnskole	62	125	123	291	4357	2571	892	7192
Gift	Videregående skole	97	203	207	481	11768	5247	1840	17653
Gift	Høyskole, kort	33	53	45	124	5863	1919	561	7873
Gift	Høyskole, lang	20	43	49	105	5243	1506	560	6912
Gift	Uoppgitt	10	8	5	22	954	341	89	1313
Enslig	Grunnskole	94	151	184	405	3939	1835	968	6299
Enslig	Videregående skole	122	129	224	452	8033	2406	1358	11223
Enslig	Høyskole, kort	28	25	37	85	3388	658	313	4195
Enslig	Høyskole, lang	11	20	44	72	2247	522	310	2951
Enslig	Uoppgitt	10	7	6	22	585	193	86	831
Kvinner									
Gift	Grunnskole	46	73	74	182	5312	3313	1005	8812
Gift	Videregående skole	57	94	70	206	11977	4958	1174	16827
Gift	Høyskole, kort	14	13	12	38	5552	1282	250	6704
Gift	Høyskole, lang	6	4	2	12	1653	216	48	1839
Gift	Uoppgitt	2	4	3	8	805	220	61	1024
Enslig	Grunnskole	76	223	950	1229	5093	5511	7126	16865
Enslig	Videregående skole	77	182	666	909	10856	6470	5966	22173
Enslig	Høyskole, kort	29	41	125	189	5015	1680	1340	7671
Enslig	Høyskole, lang	5	7	21	32	1427	302	168	1829
Enslig	Uoppgitt	4	11	22	35	668	414	268	1283
Sum		803	1416	2869	4899	94735	41564	24383	151469

Kilde: Statistisk sentralbyrå

Når det gjelder behovet for pleie- og omsorgstjenester, representerer denne observasjonen en metodisk utfordring: Enslige har jevnt over et høyere behov for pleie og omsorg enn gifte, eller mer generelt: personer som bor sammen med noen. Samtidig er én hypotese at antall gamle døde øker ressursbehovet fordi en høy andel av de aller eldste er svært pleietrengende, jevnfør at den gjennomsnittlige liggetiden er 2-3 år i pleieinstitusjoner og at om lag 80 prosent skrives ut grunnet død. Hovedgrunnen til at gamle eldre (kvinner) er eller blir enslige, er at ektefellen (mannen) dør, og i regresjonsanalyser kan det muligens være problematisk å skille ut den isolerte effekten av de to variablene. I tillegg kommer at nesten alle svært gamle er enslige, slik at dette i seg selv gjør det nesten umulig å skille mellom enslige og gifte i regresjonsanalyser fordi det nesten ikke finnes gifte. Dessuten er det tvilsomt om svært gamle ektefeller kan yte en privat omsorg på linje med det yngre ektefeller kan – noe som trolig er én viktig grunn til at

behovet for kommunale pleie- og omsorgstjenester er høyere blant enslige enn blant gifte eldre.

Tabell 7.2 *Dødsrater etter kjønn, sivil status, utdanning og alder. Prosent og prosentandeler av i alt. Oslo kommune. Gjennomsnitt for 2000-2002.*

		Dødelighetsrater				Dødelighetsindekser			
		50-69	67-79	80-99	Sum	50-69	67-79	80-99	Sum
Menn									
Gift	Grunnskole	1,423	4,862	13,789	4,046	168	143	117	125
Gift	Videregående skole	0,824	3,869	11,250	2,725	97	114	96	84
Gift	Høyskole, kort	0,563	2,762	8,021	1,575	66	81	68	49
Gift	Høyskole, lang	0,381	2,855	8,750	1,519	45	84	74	47
Gift	Uoppgitt	1,048	2,346	5,618	1,676	124	69	48	52
Enslig	Grunnskole	2,386	8,229	19,008	6,430	282	242	162	199
Enslig	Videregående skole	1,519	5,362	16,495	4,027	179	157	140	125
Enslig	Høyskole, kort	0,826	3,799	11,821	2,026	98	112	100	63
Enslig	Høyskole, lang	0,490	3,831	14,194	2,440	58	112	121	75
Enslig	Uoppgitt	1,709	3,627	6,977	2,647	202	106	59	82
Kvinner									
Gift	Grunnskole	0,866	2,203	7,363	2,065	102	65	63	64
Gift	Videregående skole	0,476	1,896	5,963	1,224	56	56	51	38
Gift	Høyskole, kort	0,252	1,014	4,800	0,567	30	30	41	18
Gift	Høyskole, lang	0,363	1,852	4,167	0,653	43	54	35	20
Gift	Uoppgitt	0,248	1,818	4,918	0,781	29	53	42	24
Enslig	Grunnskole	1,492	4,046	13,331	7,287	176	119	113	225
Enslig	Videregående skole	0,709	2,813	11,163	4,100	84	83	95	127
Enslig	Høyskole, kort	0,578	2,440	9,328	2,464	68	72	79	76
Enslig	Høyskole, lang	0,350	2,318	12,500	1,750	41	68	106	54
Enslig	Uoppgitt	0,599	2,657	8,209	2,728	71	78	70	84
Sum		0,848	3,407	11,766	3,234	100	100	100	100

Kilde: Statistisk sentralbyrå

Dødelighetsindeksene i den høyre halvdel av Tabell 7.2 viser at *det er betydelige forskjeller i dødelighet mellom de ulike befolkningsgruppene*. Spesielt stor er variasjonen blant middelaldrende og yngre eldre, og forskjellene i dødelighet jevnes ut etter passerte 80 år. Ut fra tallene i Tabell 7.2 kan det synes åpenbart at forskjeller i utdanning også skaper forskjeller mellom bydelene. For eksempel er dødelighetsratene til personer 50-69 år med lang høyskoleutdanning markert lavere enn gjennomsnittet.

2. Marginale fordelinger kjønn, sivil status og utdanning

Tabell 7.3 viser antall døde i Oslo kommune fordelt etter henholdsvis kjønn, sivil status, utdanning og alder, mens Tabell 7.4 gjengir de tilhørende dødelighetsratene målt i prosent og tilhørende dødelighetsindekser, det vil si hvor høy prosentandel dødelighetsratene til de

ulike gruppene utgjør av den totale dødelighetsraten på hvert alders-trinn.⁵⁴

Tabell 7.4 viser at *dødelighetsratene til menn og kvinner nærmer seg hverandre jo eldre folk blir*. I aldersgruppen 50-69 år er dødeligheten til menn 24 prosent høyere enn gjennomsnittet, mens dødeligheten til kvinner er 23 prosent lavere enn snittet. Denne forskjellen reduseres til henholdsvis pluss 14 prosent og minus 6 prosent i aldersgruppen 80 år og over.

Tabell 7.3 *Antall døde og innbyggere 50 år og over fordelt på kjønn, sivil status, utdanning og aldersgrupper. Oslo kommune. Gjennomsnitt 2000-2002.*

KJØNN	Antall døde				Antall personer			
	50-69	67-79	80-99	50+	50-69	67-79	80-99	50+
Menn	487	764	924	2059	45665	17915	6781	65953
Kvinner	316	652	1945	2840	47826	25601	17308	85321
I alt	803	1416	2869	4899	93491	43516	24089	151274
SIVIL STATUS								
Gift	347	620	590	1469	53171	22538	6241	76162
Enslig	456	796	2279	3430	40321	20977	17848	75113
I alt	803	1416	2869	4899	93492	43515	24089	151275
UTDANNING								
Grunnskole	278	572	1331	2107	18701	13230	9991	39168
Videregående skole	353	608	1167	2048	42634	19081	10338	67876
Høyskole, kort	104	132	219	436	19818	5539	2464	26443
Høyskole, lang	42	74	116	221	10570	2546	1086	13531
Uoppgitt	26	30	36	87	3012	1168	504	4451
I alt	803	1416	2869	4899	94735	41564	24383	151469

Kilde: Statistisk sentralbyrå

Dødelighetsratene til gifte og ikke-gifte nærmer seg hverandre jo eldre folk blir. Dødeligheten til gifte er 24 prosent lavere enn gjennomsnittet i aldersgruppen 50-69 år, mens dødeligheten til enslige er 32 prosent høyere enn snittet. Differansene reduseres til henholdsvis minus 11 prosent og pluss 7 prosent i den eldste aldersgruppen. (For personer 90 år og over er det liten forskjell, se Tabell 7.7 på side 160.)

⁵⁴ Det er enkelte mindre avvik mellom tallet på innbyggere fordelt etter utdanning og innbyggere fordelt etter kjønn og sivil status fordi antall innbyggere fordelt på utdanningsgrupper gjelder per 1. oktober og ikke ved utgangen av året, for eksempel er antall innbyggere i 2000 etter utdanning lik antall innbyggere 1. oktober 1999 og så videre.

Det er en markert tilnærming i dødelighetsratene til de ulike utdanningsgruppene jo eldre folk blir. Dødelighetsraten til personer 50-69 år med grunnskole er 75 prosent høyere enn gjennomsnittet, dødelighetsraten til personer med kort høyskoleutdanning utgjør 62 prosent av snittet, mens dødeligheten til personer med lang høyskoleutdanning kun utgjør 47 prosent av gjennomsnittet.

Tabell 7.4 *Dødelighetsrater innbyggere 50 år og over fordelt på kjønn, sivil status, utdanning og aldersgrupper. Oslo kommune. Gjennomsnitt 2000-2002.*

KJØNN	Dødelighetsrater prosent				Prosent av i alt			
	50-69	67-79	80-99	50+	50-69	67-79	80-99	50+
Menn	1,066	4,265	13,626	3,122	124	131	114	96
Kvinner	0,661	2,547	11,238	3,329	77	78	94	103
I alt	0,859	3,254	11,910	3,238	100	100	100	100
SIVIL STATUS								
Gift	0,653	2,751	9,454	1,929	76	85	79	60
Enslig	1,131	3,795	12,769	4,566	132	117	107	141
I alt	0,859	3,254	11,910	3,238	100	100	100	100
UTDANNING								
Grunnskole	1,487	4,324	13,322	5,379	175	127	113	166
Videregående skole	0,828	3,186	11,288	3,017	98	94	96	93
Høyskole, kort	0,525	2,383	8,888	1,649	62	70	76	51
Høyskole, lang	0,397	2,907	10,681	1,633	47	85	91	50
Uoppgitt	0,863	2,568	7,143	1,955	102	75	61	60
I alt	0,848	3,407	11,766	3,234	100	100	100	100

Kilde: Statistisk sentralbyrå

Denne forskjellen reduseres sterkt når innbyggerne blir 80 år og over: dødelighetsraten til personer med grunnskole som høyeste utdanning er 13 prosent høyere enn gjennomsnittet, dødsraten til personer med kort høyskoleutdanning utgjør 76 prosent av snittet, mens dødsraten til personer med lang høyskoleutdanning utgjør 91 prosent av den gjennomsnittlige dødelighetsraten til personer 80 år og over.

7.1.3 Er regresjonsanalyser av dødelighet nødvendig?

Oslo kommune ønsket å studere sammenhenger mellom dødelighet og sosioøkonomiske kjennetegn ved innbyggerne ved hjelp av regresjonsanalyse. Det viser seg imidlertid at dette er svært problematisk, og i inneværende kapittel benyttes den metoden som er beskrevet i avsnitt 5.2 til å tallfeste hvor mye kjønn, sivil status og utdanningsnivå

kan forklare av den totale variasjonen i dødelighet på hvert alderstrinn.⁵⁵

På sett og vis er regresjonsanalyser unødvendig dersom forklaringsvariablene begrenser seg til antall personer spesifisert på kjønn, sivil status og utdanning, og hensikten primært er å tallfeste *dødelighetsratene* til de ulike befolkningsgruppene. Svarene finnes allerede i Tabell 7.2. Det er heller ikke vanskelig, ut fra de observerte dødsratene, å tallfeste hvor mye variasjon i dødelighet blant innbyggere spesifisert på kjønn, sivil status og utdanning ”forklarer” av variasjonen i samlet dødelighet mellom bydelene. Dette er kun en enkel utvidelse av beskrivelsen av variasjon i dødelighet i kapittel 5. Denne problemstillingen behandles mer inngående i avsnitt 7.5. Imidlertid er det to forhold som kan nødvendiggjøre regresjonsanalyse.

For det første kan en regresjonsanalyse i prinsippet sannsynliggjøre om det er en *signifikant sammenheng* mellom observert dødelighet på et alderstrinn og kjennetegn ved innbyggerne (det vil her si kjønn, sivil status og utdanning). For eksempel kan man i en regresjon teste om gifte kvinner med lang høyskoleutdanning har en signifikant betydning for den observerte variasjonen i samlet dødelighet mellom bydelene. For det andre er regresjonsanalyse påkrevet dersom man *utvider tallet på forklaringsvariabler*, for eksempel kan det tenkes at tallet på uføretrygdede har innvirkning på antall døde 50-69 år, og det finnes ikke data for de tre kjennetegnene overfor spesifisert på uføretrygdede og personer som ikke er uføretrygdet.

7.2 Variasjon i dødelighet etter kjønn

Dødeligheten blant kvinner er lavere enn dødeligheten blant kvinner på alle alderstrinn. Kan ulik dødelighet blant menn og kvinner forklare mer av forskjellene i dødelighet mellom bydelene enn når det forventede antall døde i hver bydel beregnes ut fra en felles dødsrate for alle innbyggere på hvert alderstrin? Eller, hvor mye kan forskjeller i fordelingen av innbyggerne på kvinner og menn på hvert alderstrinn forklare av den totale variasjonen i dødelighet mellom bydelene?

⁵⁵ Regresjonsanalysene av dødelighet i Oslo er dokumenter i et eget notat, se Toresen (2004).

7.2.1 Døde og innbyggere i Oslo etter kjønn og alder

Tabell 7.5 viser antall døde og antall innbyggere 50 år og over spesifisert på kjønn og tiårs aldersintervall. I tillegg gjengis dødsraten (målt i prosent) til menn og kvinner 50 år og over spesifisert på tiårs alderstrinn, den prosentandelen dødsraten til henholdsvis menn og kvinner utgjør av dødsraten til innbyggere i alt på hvert alderstrinn, pluss den prosentandelen dødeligheten til menn utgjør av dødeligheten til kvinner. Tallene er veide gjennomsnitt for årene 2000-2002 og i teksten presiseres ikke dette alltid eksplisitt av rent språklige hensyn.

Tabell 7.5 *Antall døde og innbyggere etter kjønn og alder. Dødelighet etter kjønn og alder. Oslo kommune. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.*

	50-59	60-69	70-79	80-89	90+	Sum
ANTALL DØDE						
Menn	199	290	649	725	201	2063
Kvinner	125	192	578	1248	696	2840
Alle	324	482	1227	1973	897	4903
ANTALL INNBYGGERE						
Menn	29672	15993	13507	6090	691	65953
Kvinner	29256	18570	20187	14450	2858	85321
Alle	58928	34564	33693	20540	3550	151274
ANDEL DØDE						
Menn	61	60	53	37	22	42
Kvinner	39	40	47	63	78	58
Alle	100	100	100	100	100	100
ANDEL INNBYGGERE						
Menn	50	46	40	30	19	44
Kvinner	50	54	60	70	81	56
Alle	100	100	100	100	100	100
DØDSRATE PROSENT						
Menn	0,67	1,81	4,80	11,90	29,03	3,13
Kvinner	0,43	1,03	2,86	8,64	24,36	3,33
Alle	0,55	1,39	3,64	9,60	25,27	3,24
ANDEL AV TOTAL DØDSRATE						
Menn	122	130	132	124	115	97
Kvinner	78	74	79	90	96	103
Alle	100	100	100	100	100	100
ANDEL AV DØDSRATE KVINNER						
Menn	157	175	168	138	119	94
Kvinner	100	100	100	100	100	100
Alle	129	135	127	111	104	97

Kilde: Egne beregninger basert på data fra Statistisk sentralbyrå

I gjennomsnitt var det omtrent like mange menn som kvinner 50-59 år i perioden 2000-2002. Men av en total på vel 320 døde, var det 57 prosent flere døde menn (200 personer) enn kvinner (125 personer), og vel 60 prosent av alle døde var menn. Andelen mannlige innbyggere reduseres jevnt til knapt 20 prosent for aldersgruppen 90 år og over. Samtidig reduseres andelene døde menn til 22 prosent i den eldste aldersgruppen. Andelen døde menn er høyere enn andelen innbyggere på alle alderstrinn, det vil si at dødeligheten til menn er høyere enn dødeligheten til kvinner på alle alderstrinn fra og med 50-59 år. Det er flere menn som dør til og med aldersgruppen 70-79 år og dette skyldes markert høyere dødelighet enn hos kvinner. I aldersgruppene 80-89 år og 90 år og over er det betydelig færre døde menn enn døde kvinner – selv om dødsraten er høyere – og grunnen er at det er langt færre menn enn kvinner på disse alderstrinnene.

Dødsraten til både menn og kvinner øker jevnt med alderen og på alle alderstrinn er dødeligheten til menn høyere enn dødeligheten til kvinner. Men *dødsratene til menn og kvinner nærmer seg hverandre jo eldre innbyggerne blir*. Dødeligheten blant menn er 57 prosent høyere enn blant kvinner 50-59 år, forskjellene øker til 75 prosent for innbyggere 69-69 år og går ned til 68 prosent for personer 70-79 år. Imidlertid er det markert mindre avstand mellom dødelighetsraten til menn og kvinner blant innbyggere 80-89 år, der dødeligheten er 38 prosent høyere hos menn enn hos kvinner. Avviket reduseres til 19 prosent blant innbyggere 90 år og over. Tilnærmingen i dødelighet mellom kvinner og menn blant de aller eldste, reflekterer blant annet at den totale dødeligheten er høy og uansett kjønn vil omtrent hver fjerde innbygger 90 år og over dø hvert år.

7.2.2 Ulikhet mellom bydelene i dødelighet etter kjønn og alder

Problemstilling: Det er markerte *forskjeller i dødsraten til menn og kvinner* på hvert enkelt alderstrinn – spesielt for relativt yngre personer 50 år og over. Bli konklusjonene med hensyn til forskjeller i dødelighet mellom bydelene annerledes når det tas hensyn til at det er til dels store forskjeller i dødsratene til menn og kvinner enn når det ses bort fra disse forskjellene? Det vil si, kan fordelingen av befolkningen på menn og kvinner forklare mer av den observerte *forskjellen i dødelighet mellom bydelene* enn når de forventede dødsratene ikke spesifiseres på kjønn?

Beskrivelsen av ulikhet for hvert kjønn på de enkelte alderstrinnene innebærer ikke noe prinsipielt nytt sett forhold til den tidligere

beskrivelsen av ulikhet for døde i alt fordelt på aldersgrupper. Men sett i forhold til det å beskrive ulikhet etter innbyggernes alder uansett kjønn, står vi nå overfor to nye problemer: både å beskrive den samlede ulikheten for kvinner og menn (gitt dødsratene fordelt på kjønn og alder) og sett under ett, samt å beskrive ulikhet for alle aldersgrupper sett under ett – både spesifisert på kjønn og i alt.

Tabell 7.6 viser andelen ulikhet og absolutt ulikhet i dødelighet mellom bydelene for menn og kvinner 50 år og over spesifisert på tiårs alderstrinn. Ulikheten er beregnet ut fra veide gjennomsnitt for døde innbyggere for årene 2000-2002 og dette er gjort for å redusere problemet med tilfeldige svingninger fra år til år. Det forventede antall døde i hver bydel beregnes ved å forutsette at dødsraten til henholdsvis menn og kvinner er lik det veide gjennomsnittet for Oslo kommune på hvert alderstrinn.

1. Ulikhet i dødelighet henholdsvis kvinner og menn etter alder

De to førte linjene viser andelen ulikhet for henholdsvis menn og kvinner gruppert etter alder. For aldersgruppen 50-59 år er de relative forskjellene i dødelighet mellom bydelene større for menn, vel 18 prosent, enn for kvinner, snaut 13 prosent. Deretter reduseres både forskjellene mellom kjønnene og den samlede variasjonen mellom bydelene og for de øvrige alderstrinnene er forskjellene i dødelighet mellom bydelene blant menn mindre eller lik forskjellene i dødelighet blant kvinner. For aldersgruppen 60-69 år utgjør forskjellene i dødelighet mellom bydelene vel 13 prosent både for menn og kvinner og ulikheten reduseres for begge kjønn til drøyt 8 prosent hos døde 70-79 år. Andelen ulikhet i dødelighet blant både menn og kvinner 80-89 år er snaut 7 prosent. Den relative forskjellen mellom bydelene er noe større for døde 90 år og over, noe som ene og alene skyldes større variasjon i dødeligheten til kvinner 90 år og over. Men heller ikke her er det noe stort avvik mellom andelen ulikhet i dødelighet blant menn og kvinner.

Den nederste halvdel av Tabell 7.6 viser den absolutte ulikheten mellom bydelene i antall døde menn og kvinner spesifisert på alder. Blant innbyggere 50-59 år, 60-69 år og 70-79 år er den absolutte ulikheten i dødelighet blant menn høyere enn blant kvinner – henholdsvis 36 og 16, 39 og 26 samt 53 og 49 døde menn og kvinner. For aldersgruppen 50-59 år skyldes dette både større relative forskjeller i dødelighet blant menn enn blant kvinner og at det er betydelig flere døde menn enn døde kvinner. For aldersgruppene 60-69 år og 70-79 år er årsaken at det er flere døde menn, så selv om den

relative ulikheten blant menn er lavere enn blant kvinner, er de absolutte utslagene større.

I aldersgruppene 80-89 år og 90 år og over er den absolutte ulikheten mellom bydelene i antall døde markert høyere for kvinner enn for menn og hovedårsakene er at der er langt flere døde kvinner enn døde menn blant innbyggere 80 år og over. Den absolutte ulikheten i aldersgruppen 80-89 år er lik 50 døde menn og 86 døde kvinner, mens ulikheten tilsvarer 13 døde menn og 62 døde kvinner i den eldste aldersgruppen. Konklusjonen er at *ulikheten mellom bydelene i dødelighet både blant kvinner og menn reduseres markert med innbyggernes alder*.

2. Total ulikhet i dødelighet begge kjønn fordelt på alder

Den tredje siste linjen i Tabell 7.6, betegnet ”Sum kjønn”, viser summen av den absolutte ulikheten i dødelighet til henholdsvis menn og kvinner, det vil si at denne linjen er summen av de to linjene ovenfor. På hvert alderstrinn er summen av ulikheten for menn og kvinner ikke et korrekt uttrykk for den samlede ulikheten mellom bydelene fordi dødeligheten kan være høyere enn forventet for menn og lavere for kvinner, og omvendt, i enkelte bydeler. I så tilfelle reduseres ”netto” avvik mellom det faktiske og forventede antall døde i disse bydelene.

Tabell 7.6 *Dødelighet i Oslos bydeler. Andel og absolutt ulikhet for menn og kvinner spesifisert på alder. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.*

	50-59	60-69	70-79	80-89	90+	Sum alder	Total ulikhet
ANDEL ULIKHET							
Menn	0,181	0,133	0,081	0,069	0,067	0,092	0,079
Kvinner	0,126	0,135	0,084	0,069	0,089	0,084	0,060
Sum kjønn ¹	0,160	0,134	0,082	0,069	0,084	0,087	
Andel ulikhet (kjønn)	0,152	0,120	0,073	0,065	0,075	0,080	0,063
Andel ulikhet (i alt)²	0,153	0,124	0,071	0,060	0,073	0,078	0,060
ABSOLUTT ULIKHET							
Menn	36	39	53	50	13	191	164
Kvinner	16	26	49	86	62	238	171
Sum kjønn ¹	52	65	101	136	75	429	
Absolutt ulikhet (kjønn)	49	58	90	128	67	392	307
Absolutt ulikhet (i alt)²	50	60	87	119	66	381	295

¹ Andel og absolutt ulikhet for menn og kvinner er ikke lik summen av ulikheten for menn og kvinner, se tekstdel. ² Beregnet for innbyggere i alt, se Tabell 6.1.

Kilde: Egne beregninger basert på data fra Statistisk sentralbyrå

Den nest siste linjen i Tabell 7.6, betegnet "Absolutt ulikhet (kjønn)", viser den totale absolutte ulikheten når dødeligheten spesifiseres på kjønn. Denne linjen viser den "kjønnskorrigerede" ulikheten på hvert alderstrinn, det vil si at det tas hensyn til at dødeligheten til menn kan være høyere enn gjennomsnittet i enkelte bydeler samtidig som dødeligheten til kvinner er lavere, og vice versa. Dette er det korrekte uttrykket for absolutt ulikhet i antall døde mellom bydelene når de døde spesifiseres på kjønn og alder.

For alle alderstrinn er den "kjønnskorrigerede" absolutte ulikheten mindre enn den absolutte ulikheten når man summerer (absolutt-verdiene) til ulikheten for henholdsvis menn og kvinner. Konkret betyr dette at dødeligheten til menn *faktisk* er høyere enn forventet samtidig som dødeligheten til kvinner er lavere enn forventet i flere bydeler, og vice versa, slik at den totale ulikheten blir mindre enn summen av ulikheten for begge kjønn. Det vil si: *på hvert alderstrinn er dødeligheten til menn gjennomgående høyere enn forventet samtidig som dødeligheten til kvinner er lavere enn forventet i flere bydeler, og vice versa, og denne mekanismen bidrar til å jevne ut forskjellen mellom bydelene på hvert aldersrinn.*

3. Total ulikhet i dødelighet kvinner og menn – alle alderstrinn

Kolonnen "Sum alder" viser summen av ulikhet for henholdsvis menn og kvinner 50 år og over. Dette er ikke et korrekt uttrykk for ulikhet fordi dødeligheten kan være høyere enn forventet på enkelte alderstrinn og lavere på andre, både for menn og kvinner, i enkelte bydeler. Kolonnen "Total ulikhet" viser den "alderskorrigerte" ulikheten for menn og kvinner 50 år og over, og denne summen tar hensyn til at enkelte bydeler har flere døde enn forventet på enkelte alderstrinn og færre døde enn forventet på andre alderstrinn. Alderskorrigeringen reduserer ulikheten ganske mye både for menn og kvinner, se differansen mellom de to siste kolonnene i Tabell 7.6, og dette viser at i enkelte bydeler er dødeligheten for menn høyere enn gjennomsnittet på enkelte alderstrinn og lavere enn forventet på andre alderstrinn slik at det totale avviket mellom det faktiske og forventede antall døde menn 50 år og over reduseres når man korrigerer for ulikt dødstidspunkt. En helt tilsvarende sammenheng gjelder for kvinner. Det vil si: *dødeligheten er gjennomgående høyere enn forventet på enkelte alderstrinn og lavere enn forventet på andre alderstrinn både for menn og kvinner i flere bydeler. Denne mekanismen bidrar til å jevne ut forskjellen mellom bydelene for alle aldersrinn 50 år og over sett under ett.*

4. Total ulikhet i dødelighet begge kjønn – alle alderstrinn

Den nest siste linjen i Tabell 7.6, betegnet ”Absolutt ulikhet (kjønn)”, viser den ”kjønnskorrigerede” ulikheten på hvert alderstrinn målt i absolutte tall. Den siste kolonnen, betegnet ”Total ulikhet”, viser den ”alderskorrigerte” ulikheten for menn og kvinner og for begge kjønn sett under ett. Når man både tar hensyn til ulik kjønns- og alderssammensetning i bydelene, er den absolutte ulikheten lik 307 døde personer 50 år og over. Den siste linjen i Tabell 7.6, betegnet ”Absolutt ulikhet (i alt)”, viser den absolutte ulikheten mellom bydelene for hvert alderstrinn og innbyggere i alt, det vil si når de døde ikke spesifiseres på kjønn, jevnfør den tilsvarende linjen i Tabell 6.1. Hovedpoenget er at den absolutte ulikheten er mindre – og lik 295 døde – når de døde ikke spesifiseres på kjønn enn når det forventede antall døde i hver bydel beregnes ut fra separate dødsrater for menn og kvinner.

Mer informasjonsverdi ved å spesifisere de døde på kjønn?

Blir forskjellene i antall døde/dødelighet spesifisert på alder mindre når de døde og innbyggerne spesifiseres på kjønn? Jevnt over er det små avvik i den absolutte ulikheten på hvert alderstrinn når de døde spesifiseres på menn og kvinner og ikke spesifiseres på kjønn. Faktisk er den totale ulikheten noe mindre (295 døde) når man betrakter variasjon i dødelighet for innbyggerne som sådan på hvert alderstrinn enn når dødeligheten spesifiseres på kjønn (307 døde). Dette betyr at det er en viss tendens til at bydeler med forholdsvis høy dødelighet blant kvinner på ett bestemt alderstrinn, har noe lavere dødelighet blant menn på samme alderstrinn – og vice versa. Men effekten er ganske beskjeden. Hovedkonklusjonen er at man vinner lite eller ingenting i informasjonsverdi ved å splitte de døde på menn og kvinner når forskjeller i dødelighet mellom bydelene skal tallfestes. Eller sagt på en annen måte: *variasjon i fordelingen av innbyggerne på menn og kvinner forklarer lite eller ingen ting av den totale variasjonen i dødelighet mellom bydelene.*

7.3 Variasjon i dødelighet etter sivil status

Dødeligheten blant gifte er lavere enn dødeligheten blant ikke-gifte, eller enslige, på alle alderstrinn. Kan ulik dødelighet blant gifte og enslige forklare mer av forskjellene i dødelighet mellom bydelene enn når det forventede antall døde i hver bydel beregnes ut fra en felles dødsrate for alle innbyggere på hvert alderstrin?

7.3.1 Døde og innbyggere etter sivil status og alder

Tabell 7.7 viser antall døde og antall innbyggere 50 år og over fordelt på sivil status og tiårs alderstrinn. Med enslige menes her ikke-gifte personer. I tillegg gjengis dødsraten målt i prosent for gifte og enslige innbyggere 50 år og over spesifisert på tiårs alderstrinn, den prosentandelen dødsraten til henholdsvis gifte og ikke-gifte utgjør av dødsraten til innbyggere i alt i hver aldersgruppe og den prosentandelen dødeligheten til enslige utgjør av dødeligheten til gifte. Tallene er veide gjennomsnitt for årene 2000-2002 og i teksten presiseres ikke dette alltid eksplisitt av rent språklige hensyn.

I gjennomsnitt var det 28 prosent flere gifte enn enslige personer 50-59 år i perioden 2000-2002. Men av i alt vel 320 døde, var det knapt 200 ikke-gifte og 125 gifte døde. Det vil si at det var 59 prosent flere enslige enn gifte døde. Andelen gifte innbyggere reduseres fra 56-58 prosent i aldersgruppene 50-59 år og 69-69 år til 9 prosent for innbyggere 90 år og over. Samtidig reduseres andelen gifte døde fra henholdsvis 39 og 46 prosent til 8 prosent i den eldste aldersgruppen. Andelen døde enslige er høyere enn andelen enslige innbyggere på alle alderstrinn, det vil si at *dødeligheten til enslige er høyere enn dødeligheten til gifte på alle alderstrinn fra og med 50-59 år.*

Tabell 7.7 *Antall døde og innbyggere etter sivil status og alder. Dødelighet etter sivil status og alder. Oslo kommune. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.*

	50-59	60-69	70-79	80-89	90+	Sum
ANTALL DØDE						
Gift	125	224	533	515	76	1472
Enslig	199	258	694	1458	821	3431
Alle	324	482	1227	1973	897	4903
ANTALL INNBYGGERE						
Gift	33050	20121	16749	5927	314	76162
Enslig	25878	14443	16944	14613	3235	75113
Alle	58928	34564	33693	20540	3550	151274
ANDEL DØDE						
Gift	39	46	43	26	8	30
Enslig	61	54	57	74	92	70
Alle	100	100	100	100	100	100
ANDEL INNBYGGERE						
Gift	56	58	50	29	9	50
Enslig	44	42	50	71	91	50
Alle	100	100	100	100	100	100
DØDELIGHET PROSENT						
Gift	0,38	1,11	3,18	8,69	24,07	1,93
Enslig	0,77	1,79	4,10	9,98	25,39	4,57
Alle	0,55	1,39	3,64	9,60	25,27	3,24
ANDEL AV TOTAL DØDSRATE						
Gift	69	80	87	90	95	60
Enslig	140	128	113	104	100	141
Alle	100	100	100	100	100	100
ANDEL AV DØDSRATEN TIL GIFTE						
Gift	100	100	100	100	100	100
Enslig	204	160	129	115	105	236
Alle	146	125	115	111	105	168

Kilde: Egne beregninger basert på data fra Statistisk sentralbyrå

Men det er en *dramatisk reduksjon i forskjellene i dødelighet mellom ikke-gifte og gift når alderen øker, og blant innbyggere 90 år og over er dødsraten til ikke-gift kun 5 prosent høyere enn for gifte*. På alle alderstrinn er det flere ikke-gifte enn gifte som dør. Dette skyldes dels høyere dødelighet, men fra og med 70-79 år er det også flere ikke-gifte enn gifte i befolkningen. Mest iøynefallende er forskjellene i aldersgruppene 80-89 år og 90 år og over, og *mer enn 90 prosent av alle døde i den eldste aldersgruppen er ikke-gifte*.

Dødeligheten til enslige personer 50-59 år er mer enn dobbelt så høy som, eller vel 100 prosent høyere enn, dødeligheten til gifte innbyggere i samme aldersgruppe. Imidlertid reduseres forskjellen i

dødelighetsraten til gifte og ikke-gifte med alderen. Dødeligheten til enslige personer 80-89 år er 15 prosent høyere enn dødeligheten til gifte personer i samme aldersgruppe. Dødeligheten til ikke-gifte personer 90 år og over er kun 5 prosent høyere enn dødeligheten til gifte i samme aldersgruppe. Eller sagt på en annen måte: *Dødsraten til enslige 50-59 år er vel 40 prosent høyere enn gjennomsnittet, denne differansen reduseres til 4 prosent for enslige 80-89 år og over og dødsraten til enslige 90 år og over er tilnærmet lik gjennomsnittet til alle innbyggere 90 år og over.* Hovedgrunnen er at mer enn 90 prosent av alle innbyggere 90 år og over er enslige og at dødeligheten er svært høy uansett kjønn, sivil status med mer.

7.3.2 Ulikhet i dødelighet etter sivil status og alder

Problemstilling: Det er markerte *forskjeller i dødsraten til gifte og ikke-gifte* på hvert enkelt alderstrinn – spesielt for relativt yngre personer 50 år og over. Kan disse forskjellene forklare mer av den observerte *forskjellen i dødelighet mellom bydelene* enn når de forventede dødsratene ikke spesifiseres på sivil status?

1. Ulikhet i dødelighet henholdsvis gifte og enslige fordelt på alder

Tabell 7.8 viser andelen ulikhet og absolutt ulikhet i dødelighet mellom bydelene for gifte og enslige 50 år og over spesifisert på tiårs alderstrinn. Ulikheten er beregnet ut fra veide gjennomsnitt for døde innbyggere for årene 2000-2002 og dette er gjort for å redusere problemet med tilfeldige svingninger fra år til år. Det forventede antall døde i hver bydel beregnes ved å forutsette at dødsraten til henholdsvis gifte og ikke-gifte er lik det veide gjennomsnittet for Oslo kommune på hvert alderstrinn.

Det er relativt små forskjeller mellom bydelene i andelen ulikhet for gifte og ikke-gifte døde, med unntak for døde 90 år og over der andelen ulikhet er 13,8 prosent for gifte mot 7,6 prosent for enslige.

Andelen ulikhet blant døde 50-59 år er henholdsvis 16,5 prosent for gifte og 14,5 prosent for ikke-gifte, og denne ulikheten tilsvarer en samlet ulikhet mellom bydelene på henholdsvis 21 og 29 døde. Målt i absolutte tall er det med andre ord små forskjeller mellom bydelene i antall døde 50-59 år spesifisert på sivil status. Forskjellene i antall døde 60-69 år er knapt 12 prosent både for gifte og ikke-gifte, som tilsvarer henholdsvis 27 og 30 døde målt i absolutte tall. Også for denne aldersgruppen er det små absolutte forskjeller mellom bydelene både for gifte og enslige.

Tabell 7.8 *Døde etter sivil status. Dødelighet bydelene i Oslo kommune. Andel ulikhet og absolutt ulikhet i dødelighet for gifte og ikke-gifte spesifisert på alder.*

	50-59	60-69	70-79	80-89	90+	Sum alder	Total ulikhet
ANDEL ULIKHET							
Gifte	0,165	0,119	0,064	0,061	0,138	0,084	0,061
Enslige	0,145	0,117	0,089	0,066	0,076	0,081	0,065
Sum sivil status	0,153	0,118	0,078	0,065	0,082	0,082	
Andel ulikhet (sivil status)	0,134	0,113	0,064	0,057	0,073	0,073	0,056
Andel ulikhet (i alt)¹	0,153	0,124	0,071	0,060	0,073	0,078	0,060
ABSOLUTT ULIKHET							
Gifte	21	27	34	32	10	123	90
Enslige	29	30	62	96	63	279	222
Sum sivil status	50	57	96	127	73	403	
Absolutt ulikhet (sivil status)	43	55	79	113	66	356	272
Absolutt ulikhet (i alt)¹	50	60	87	119	66	381	295

¹ Beregnet for innbyggere i alt, se Tabell 6.1.

Kilde: Egne beregninger basert på data fra Statistisk sentralbyrå

Andelen ulikhet er henholdsvis 6,4 prosent for gifte og 8,9 prosent for enslige døde 70-79 år. Men den absolutte forskjellen mellom personer fordelt på sivil status er høyere enn i det foregående tiårsintervallet: Den absolutte ulikheten tilsvarer 34 døde for gifte og 62 for ikke-gifte og den forholdsvis store forskjellen mellom gift og ikke-gifte skyldes også at det er markert flere ikke-gifte døde (694 personer) enn gifte døde (523 personer).

Andelen ulikhet er 6,1 prosent for gifte og 6,6 prosent for ikke-gifte 80-89 år, og målt i absolutte tall tilsvarer dette en ulikhet på henholdsvis 32 og 96 døde. Den store forskjellen mellom gifte og enslige skyldes nesten utelukkende at det er langt flere ikke-gifte enn gifte døde i denne aldersgruppen. I aldersgruppen 90 år og over er andelen ulikhet knapt 14 prosent for gifte og i underkant av 8 prosent for ikke-gifte. Den absolutte ulikheten er imidlertid kun lik 10 døde blant gifte mot 63 blant enslige – og dette skyldes at mer enn 90 prosent av alle døde i den eldste aldersgruppen er enslige.

Hovedkonklusjonen er todelt: det er relativt små forskjeller mellom bydelene i andelen ulikhet mellom gifte og ikke-gifte døde, og *ulikheten mellom bydelene i dødelighet både blant gifte og enslig reduseres markert med innbyggernes alder.*

2. Total ulikhet i dødelighet uansett sivil status fordelt på alder

Andelen ulikhet korrigerert for forskjeller i sivil status, jevnfør linjen "Andel ulikhet (sivil status), er lavere enn når man summerer ulikheten for gifte og ikke-gifte på hvert alderstrinn, jevnfør linjen "Sum sivil status". Dette betyr at *dødeligheten på hvert alderstrinn er høyere enn forventet for gifte og lavere enn forventet for ikke-gifte i enkelte bydeler, og vice versa, og dette bidrar til å jevne ut forskjellene i dødelighet på alle alderstrinn.*

3. Total ulikhet i dødelighet gifte og enslige – alle aldersgrupper

Avvikene mellom kolonnene "Sum alder" og "Total ulikhet" viser at ulikheten i dødelighet både blant gifte og enslige 50 år og over blir mindre når man korrigerer for avviket fra den gjennomsnittlige dødsraten til henholdsvis gifte og enslige på de ulike alderstrinnene i hver bydel. En helt tilsvarende sammenheng gjelder for ikke-gifte. Det vil si at enkelte bydeler har høyere dødelighet enn forventet blant gifte og/eller ikke-gifte på enkelte alderstrinn og lavere dødelighet enn forventet på andre alderstrinn slik at dette bidrar til å redusere det totale avviket mellom det faktiske antall døde og det forventede antall døde 50 år og over i hver bydel.

4. Total ulikhet i dødelighet uansett sivil status – alle aldre

Den totale ulikheten i antall døde tilsvarer 272 døde personer 50 år og over når de døde spesifiseres på gifte og ikke-gifte, se krysningspunktet mellom linjen "Absolutt ulikhet (sivil status)" og kolonnen "Total ulikhet" i Tabell 7.8. Det vil si: Når man først korrigerer for at dødeligheten til både gifte og enslige kan være høyere enn forventet på enkelte alderstrinn og lavere enn forventet på andre i bydelene, og deretter beregner forskjellene mellom det faktiske og forventede antall døde 50 år og over i hver bydel, vil en "overflytting" av 272 døde mellom bydelene medføre at dødsraten til både gifte og enslige blir identisk på hvert alderstrinn i alle bydeler.

Mer informasjonsverdi ved å spesifisere de døde på sivil status?

Blir forskjellene mellom bydelene i dødelighet/antall døde mindre når man tar hensyn til sivil status enn når man kun betrakter forskjeller i dødelighet/antall døde for innbyggere i alt på hvert alderstrinn? Eller, kan ulik dødsrate for gifte og ikke-gifte forklare mer av forskjellene i dødelighet mellom bydelene enn når de døde ikke spesifiseres på sivil status?

På hvert alderstrinn antas det forventede antall døde i alt å avhenge av den gjennomsnittlige dødsraten til både gifte og ikke-gifte samt det

tilhørende antall gifte og ikke-gifte innbyggere i hver bydel. Når det forventede antall døde beregnes på denne måten, og ikke som produktet av den gjennomsnittlige dødsraten til alle innbyggere på hvert alderstrinn og det tilhørende antall innbyggere i hver bydel, reduseres avviket mellom det faktiske og forventede antall døde i bydelene. Den absolutte ulikheten tilsvarer 272 døde 50 år og over når dødeligheten spesifiseres på sivil status og tiårs alderstrinn, mens ulikheten er lik 295 døde når de aldersspesifikke dødsratene ikke spesifiseres på sivil status.

Det vil si at en spesifisering av de døde på *sivil status* gir mer informasjon, med andre ord forklarer mer av variasjonen i antall døde/dødelighet mellom bydelene, enn om de døde ikke spesifiseres på gifte og enslige. Med andre ord, *det forventede antall døde på hvert alderstrinn blir mer i samsvar med det observerte antall døde i bydelene når de døde spesifiseres på sivil status enn når man kun betrakter den totale dødeligheten på hvert alderstrinn. Dette gjelder først og fremst aldersgruppene 50-59 år, 60-69 år og 70-79 år.*

På den annen side, jevnfør Tabell 7.6, er det tvilsomt om en spesifisering av døde/dødsrater på *kjønn* bidrar til å forklare mer av variasjonen i antall døde/dødelighet mellom bydelene, enn om de døde ikke spesifiseres på kjønn. Det gir med andre ord ikke mer informasjon å spesifisere de døde på kjønn enn ikke å gjøre det – når ulikhet mellom bydelene er temaet.

Konklusjoner

Forskjellen mellom det faktiske antall døde i hver bydel og det forventede antall døde blir mindre når man antar at det forventede antall døde både avhenger av dødsratene til gifte og enslige personer enn når man kun antar en felles dødsraten for innbyggere i alt på hvert alderstrinn i bydelene. Dette gjelder først og fremst aldersgruppene 50-59 år, 60-69 år og 70-79 år.

Jevnt over er det små avvik i den absolutte ulikheten på hvert alderstrinn når de døde spesifiseres på gifte og enslige og ikke spesifiseres på sivil status. Dette betyr at det er en viss tendens til at bydeler med forholdsvis høy dødelighet blant gifte på ett bestemt alderstrinn, har noe lavere dødelighet blant ikke-gifte på samme alderstrinn – og vice versa. Men effekten er ganske beskjedent. *Hovedkonklusjonen er at man vinner noe i informasjonsverdi ved å splitte de døde på gifte og ikke-gifter når forskjeller i dødelighet mellom bydelene skal tallfestes.* Dette gjelder først og fremst noe yngre eldre.

7.4 Variasjon i dødelighet etter utdanning

Dødeligheten reduseres jevnt over jo høyere utdanning folk har. Kan forskjeller i dødelighet blant personer med ulik utdanningsbakgrunn forklare mer av variasjonen i dødelighet mellom bydelene enn når det forventede antall døde i hver bydel beregnes ut fra en felles dødsrate for alle innbyggere på hvert alderstrin?

7.4.1 Døde og innbyggere etter utdanning og alder

Tabell 7.9 viser antall døde og antall innbyggere 50 år og over fordelt på utdanningsgrupper og tiårs alderstrinn. Med kort høyskoleutdanning menes inntil fire års utdanning på høyskolenivå. Lang høyskoleutdanning innbefatter også forskerutdanning.

I Tabell 7.10 gjengis dødsraten målt i prosent for de ulike utdanningsgruppene fordelt på alder, den prosentandelen dødsraten til hver utdanningsgruppe utgjør av dødsraten til innbyggere i alt i hver aldersgruppe og den prosentandelen dødeligheten til de enkelte utdanningsgruppene utgjør av dødeligheten til personer med grunnskole som høyeste utdanning. Tallene er veide gjennomsnitt for årene 2000-2002 og i teksten presiseres ikke dette alltid eksplisitt av rent språklige hensyn.

Døde og innbyggere etter utdanningsbakgrunn

Andelen innbyggere med grunnskoleopplæring som høyeste utdanning, øker fra 16 prosent for aldersgruppen 50-59 år til 41 prosent blant innbyggere 80 år og over, mens andelen med videregående opplæring reduseres fra 45 prosent til 42 prosent. Andelen personer med høyskoleutdanning var lik 35 prosent for aldersgruppen 50-59 år og denne andelen reduseres til 14 prosent for personer 80 år og over.

Det er få døde med høyskoleutdanning målt i absolutte tall, uansett alderstrinn. Det er kun 68 døde personer med høyskoleutdanning i aldersgruppen 50-59 år, tallet stiger til 79 døde i alderen 60-69 år, det er 176 døde med høyskoleutdanning i aldersgruppen 70-79 år og 334 døde med høyskoleutdanning 80 år og over. Det er med andre ord fra 2,7 døde med høyskoleutdanning per bydel i aldersgruppen 50-59 år til 13 døde med høyskoleutdanning per bydel i aldersgruppen 80 år og over. Andelen døde med høyskoleutdanning reduseres fra 24 prosent i den yngste aldersgruppen til 12 prosent for den eldste aldersgruppen.

Tabell 7.9 *Antall døde og innbyggere etter utdanning og alder. Oslo kommune. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.*

	50-59	60-69	70-79	80+	Alle
ANTALL DØDE					
Grunnskole	97	182	499	1332	2109
Videregående skole	149	206	527	1167	2049
Høyskole, kort	50	54	112	218	435
Høyskole, lang	18	25	64	116	222
Uoppgitt	10	16	25	37	88
Alle	324	482	1227	2870	4903
ANTALL INNBYGGERE					
Grunnskole	9713	8989	10475	9991	39168
Videregående skole	27122	15512	14904	10339	67877
Høyskole, kort	14053	5765	4162	2465	26445
Høyskole, lang	7431	3139	1875	1086	13531
Uoppgitt	1910	1102	936	503	4451
Alle	60229	34507	32352	24384	151472
PROSENTANDEL DØDE					
Grunnskole	30	38	41	46	43
Videregående skole	46	43	43	41	42
Høyskole, kort	16	11	9	8	9
Høyskole, lang	6	5	5	4	5
Uoppgitt	3	3	2	1	2
Alle	100	100	100	100	100
ANDEL INNBYGGERE					
Grunnskole	16	26	32	41	26
Videregående skole	45	45	46	42	45
Høyskole, kort	23	17	13	10	17
Høyskole, lang	12	9	6	4	9
Uoppgitt	3	3	3	2	3
Alle	100	100	100	100	100

Kilde: Egne beregninger basert på data fra Statistisk sentralbyrå

Det vil si, *andelen innbyggere med høyskoleutdanning reduseres sterkt med alderen når Oslo kommune ses under ett*. Til sammen er det ikke mer enn 3550 innbyggere 80 år og over med høyskoleutdanning i Oslo kommune og dette tilsvarer drøyt 140 personer per bydel. Det er svært få døde med høyskoleutdanning uansett alder i Oslo, og blant gamle eldre er det en lav andel døde og innbyggere med høyskoleutdanning.

Døde og dødelighet etter utdanningsbakgrunn

Dødeligheten er høyest for personer med lav utdanning og over tid vil den høye andelen med høyskoleutdanning øke blant de eldste aldersgruppene. Dette kan medføre at dødeligheten blant de eldste reduseres

en del slik at den gjennomsnittlige levealderen øker. Dette kan også medføre at forskjellen mellom bydelene i dødelighet vil øke i fremtiden – avhengig av forskjeller i utdanningsnivå mellom bydelene, spesielt for forholdsvis yngre eldre i dag.

Tabell 7.10 *Dødelighet etter utdanning og alder. Oslo kommune. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.*

	50-59	60-69	70-79	80+	Alle
DØDELIGHET PROSENT					
Grunnskole	1,00	2,02	4,76	13,33	5,39
Videregående skole	0,55	1,33	3,54	11,29	3,02
Høyskole, kort	0,36	0,93	2,70	8,86	1,64
Høyskole, lang	0,24	0,79	3,39	10,65	1,64
Uoppgitt	0,52	1,48	2,67	7,29	1,98
Alle	0,54	1,40	3,79	11,77	3,24
PROSENTANDEL AV TOTAL DØDSRATE					
Grunnskole	186	145	126	113	166
Videregående skole	102	95	93	96	93
Høyskole, kort	67	67	71	75	51
Høyskole, lang	45	56	90	91	51
Uoppgitt	97	106	70	62	61
Alle	100	100	100	100	100
ANDEL AV DØDSRATE FOLK M/GRUNNSKOLE					
Grunnskole	100	100	100	100	100
Videregående skole	55	66	74	85	56
Høyskole, kort	36	46	57	66	31
Høyskole, lang	24	39	71	80	30
Uoppgitt	52	73	56	55	37
Alle	54	69	80	88	60

Kilde: Egne beregninger basert på data fra Statistisk sentralbyrå

Det er ganske få døde med høyere utdanning i aldersgruppen 50-59 år, og Tabell 7.10 viser at dødeligheten er markert lavere enn blant personer med grunnskoleutdanning (og uoppgitt utdanning) eller videregående opplæring. For personer 80 år og over er dødeligheten til personer med grunnskole 13 prosent høyere enn gjennomsnittet, mens dødeligheten til innbyggere med lang høyskoleutdanning utgjør 91 prosent av gjennomsnittet for alle innbyggere 80 år og over i Oslo. Det er forholdsvis små avvik mellom dødsratene til ulike utdanningsgrupper 80 år og over og forskjellene er høyst sannsynlig enda mindre for personer 90 år og over ettersom forskjellene mellom utdanningsgruppene reduseres jevnt med alderen. Det er imidlertid ikke mulig å tallfeste variasjonen eksakt med det tallmaterialet som er tilgjengelig. En viktig konklusjon er derfor: *Det blir jevnt over mindre forskjell i*

dødelighet blant personer med ulik utdanningsbakgrunn jo eldre folk blir. Dødeligheten til personer med grunnskoleopplæring var 86 prosent høyere en gjennomsnitt til personer 50-59 år, mens dødeligheten til personer med lang høyskoleutdanning kun utgjorde om lag 45 prosent av gjennomsnittet i samme aldersgrupper.

Det er ganske få innbyggere 80 år og over med høyskoleutdanning, til sammen 3550 personer eller 14 prosent at det totale antall innbyggere på dette alderstrinnet, og dette utgjør ikke mer en vel 140 personer per bydel. Det er kun vel 330 døde 80 år og over med høyskoleutdanning, eller drøyt 13 døde per bydel. Det er derfor ikke gitt at variasjon i utdanningsbakgrunn har en vesentlig betydning for den observerte variasjonen i dødelighet mellom bydelene for gamle eldre.

7.4.2 Ulikhet i dødelighet etter utdanning og alder

Problemstilling: Det er markerte *forskjeller i dødsraten til ulike utdanningsgrupper* på hvert enkelt alderstrinn – spesielt for relativt yngre personer 50 år og over. Kan disse forskjellene forklare mer av den observerte *forskjellen i dødelighet mellom bydelene* enn når de forventede dødsratene ikke spesifiseres på utdanningsgrupper?

Det forventede antall døde i hver bydel beregnes ved å forutsette at dødsraten til personer innenfor hver utdanningsgruppe er lik det veide gjennomsnittet for Oslo kommune på hvert alderstrinn. Det antas altså at den forventede dødsraten til hver aldersgruppe er lik dødsraten for Oslo i alt på hvert alderstrinn. Det forventede antall døde med grunnskoleopplæring som høyeste utdanning, er for hvert alderstrinn lik den gjennomsnittlige dødsraten til personer med grunnskoleutdanning på dette alderstrinnet multiplisert med det registrerte antall personer med grunnskoleutdanning i de enkelte bydelene. Tilsvarende gjelder for de øvrige utdanningsgruppene.

Tabell 7.11 viser andelen ulikhet og absolutt ulikhet i dødelighet mellom bydelene fordelt på utdanningsgrupper 50 år og over spesifisert på tiårs alderstrinn. Ulikheten er beregnet ut fra veide gjennomsnitt for døde innbyggere for årene 2000-2002 og dette er gjort for å redusere problemet med tilfeldige svingninger fra år til år. Fremstillingen i det følgende er helt analog med den tidligere gjennomgangen og derfor mindre detaljert.

1. Ulikhet i dødelighet ulike utdanningsgrupper fordelt på alder

Hovedtrekkene ved de bydelsvise forskjellene i dødelighetsrater blant personer med ulik utdanningsbakgrunn er som følger:

Personer med grunnskoleutdanning: Forskjellene mellom bydelene i dødelighet blant personer med grunnskoleopplæring reduseres jevnt fra knapt 17 prosent i aldersgruppen 50-59 år til 8 prosent for personer 80 år og over. Andelen ulikhet for personer med grunnskoleopplæring som høyeste utdanning er omtrent som, eller litt lavere enn, summen av andelen ulikhet for alle utdanningsgrupper sett under ett på hvert alderstrinn. Isolert sett bidrar døde med grunnskoleutdanning til å jevne ut forskjellene i dødelighet mellom bydelene.

Tabell 7.11 *Døde etter utdanning. Dødelighet bydelene i Oslo kommune. Andel ulikhet og absolutt ulikhet i dødelighet etter innbyggernes utdanningsnivå spesifisert på alder. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.*

	50-59	60-69	70-79	80+	Sum alder	Total ulikhet
ANDEL ULIKHET						
Grunnskole	0,166	0,135	0,085	0,080	0,090	0,070
Videregående skole	0,160	0,097	0,065	0,086	0,087	0,072
Høyskole, kort	0,183	0,172	0,100	0,124	0,131	0,070
Høyskole, lang	0,274	0,170	0,131	0,125	0,144	0,075
Uoppgitt	0,353	0,302	0,234	0,207	0,249	0,137
Sum utdanning	0,178	0,130	0,083	0,089	0,098	
Andel ulikhet (utdanning)	0,122	0,099	0,060	0,079		0,066
Andel ulikhet (i alt)¹	0,153	0,124	0,071	0,071		
ABSOLUTT ULIKHET						
Grunnskole	16	24	43	107	190	149
Videregående skole	24	20	34	101	179	147
Høyskole, kort	9	9	11	27	57	30
Høyskole, lang	5	4	8	14	32	17
Uoppgitt	4	5	6	8	22	12
Sum utdanning	58	63	102	257	479	
Absolutt ulikhet (utdanning)	39	48	74	225		325
Andel ulikhet (i alt)¹	50	60	87	205		

¹ Beregnet for innbyggere i alt

Kilde: Egne beregninger basert på data fra Statistisk sentralbyrå

Personer med videregående opplæring: Forskjellene mellom bydelene i dødelighet blant personer med videregående utdanning reduseres fra 16 prosent i alderen 50-59 år til 6,5 prosent i aldersgruppen 70-79 år, men øker til knapt 9 prosent for innbyggere 80 år og over. Andelen ulikhet i dødelighet for personer med videregående opplæring er

lavere på alle alderstrinn enn summen av forskjellene for alle utdanningsgrupper sett under ett på hvert alderstrinn. Isolert sett bidrar døde med videregående utdanning til å jevne ut forskjellene i dødelighet mellom bydelene.

Personer med kort høyskoleutdanning: Forskjellene mellom bydelene i dødelighet blant personer med kort høyskoleutdanning reduseres fra drøyt 18 prosent i alderen 50-59 år til 10 prosent i aldersgruppen 70-79 år, men øker til drøyt 12 prosent for innbyggere 80 år og over. Andelen ulikhet i dødelighet for personer med kort høyskoleutdanning er markert høyere på alle alderstrinn enn summen av forskjellene for alle utdanningsgrupper sett under ett på de enkelte alderstrinn. *Det er større variasjon mellom bydelene i dødelighetsratene til personer med kort høyskoleutdanning enn for personer med grunnskole og videregående skole,* og isolert sett bidrar døde med kort høyskoleutdanning til å øke forskjellene i dødelighet mellom bydelene.

Personer med lang høyskoleutdanning: Forskjellene mellom bydelene i dødelighet blant personer med lang høyskoleutdanning reduseres fra mer enn 27 prosent i alderen 50-59 år til vel 13 prosent i aldersgruppen 70-79 år, og variasjonen reduseres ytterlige til 12,5 prosent for innbyggere 80 år og over. Andelen ulikhet i dødelighet for personer med lang høyskoleutdanning er markert høyere på alle alderstrinn enn summen av forskjellene for alle utdanningsgrupper sett under ett på hvert enkelt alderstrinn. *Det er ingen utdanningsgruppe der variasjonen i dødelighet er så stor som for personer med lang høyskoleutdanning,* og isolert sett bidrar døde med lang høyskoleutdanning til å øke forskjellene i dødelighet mellom bydelene.

Personer i alt med høyskoleutdanning: På alle alderstrinn er forskjellene mellom bydelene i dødelighet blant personer med kort og lang høyskoleutdanning til dels betydelig større enn forskjellene mellom bydelene i dødelighet blant personer med grunnskoleutdanning og videregående utdanning. Hovedforklaringen er trolig at det er ganske få døde personer med høyskoleutdanning, delvis fordi dødsratene er små blant yngre eldre og delvis fordi det er forholdsvis få innbyggere med høyskoleutdanning blant gamle eldre. Dermed spiller *tilfeldigheter* en større rolle enn for personer med grunnskole eller videregående skole som høyeste utdanning – der det er langt flere døde og innbyggere på alle alderstrinn. *Høyskoleutdannede betyr lite for observerte forskjeller i dødelighet.* Målt i absolutte tall betyr de forholdsvis store forskjellene mellom bydelene i dødelighet til høyskoleutdannede forholdsvis lite. For eksempel tilsvarer forskjellene kun 9 døde med kort høyskoleutdanning i aldersgruppen 50-59 år og ikke mer enn 5 døde med lang høyskoleutdanning i samme

aldersgruppe. De tilsvarende tallene er 27 og 14 døde for personer med kort og lang høyskoleutdanning i aldersgruppen 80 år og over. *Tilfeldigheter betyr trolig en del for høyskoleutdannede.* Det er grunn til å anta at de forholdsvis store forskjellene i dødelighet til personer med høyskoleutdanning i stor grad skyldes tilfeldigheter på grunn av at det er forholdsvis få innbyggere og døde blant relativt yngre eldre. Dessuten er det få døde med høyskoleutdanning og få innbyggere, spesielt i den eldste aldersgruppen.

2. Total ulikhet i dødelighet uansett utdanning fordelt på alder

Linjen "Absolutt ulikhet (utdanning)" i Tabell 7.11 viser følgende: Når det forutsettes at den forventede dødsraten til hver utdanningsgruppe i alle bydeler er lik den gjennomsnittlige dødsraten til de ulike utdanningsgruppene for alderstrinnet 50-59 år, og man beregner det forventede antall døde i alt i alle bydeler, blir det til sammen 39 flere døde enn faktisk i enkelte bydeler og et tilsvarende antall færre døde i det resterende antall bydeler – av i alt 324 døde 50-59 år. Avviket mellom det faktiske og forventede antall døde utgjør 12,2 prosent av det totale antall døde i denne aldersgruppen.

Andelen ulikhet korrigert for forskjeller i utdanning, jevnfør linjen "Andel ulikhet (utdanning)" i Tabell 7.11, er lavere enn når man summerer ulikheten for de ulike utdanningsgruppene på hvert alderstrinn, jevnfør linjen "Sum utdanning". Dette betyr at *dødeligheten på hvert alderstrinn er høyere enn forventet for noen utdanningsgrupper og lavere enn forventet for andre utdanningsgrupper i enkelte bydeler, og dette bidrar til å jevne ut forskjellene i dødelighet på alle alderstrinn.*

3. Total ulikhet for hver utdanningsgruppe – alle aldersgrupper

Avvikene mellom kolonnene "Sum alder" og "Total ulikhet" i Tabell 7.11 viser at ulikheten i dødelighet for alle utdanningsgrupper 50 år og over blir mindre når man korrigerer for avviket fra den gjennomsnittlige dødsraten til de forskjellige utdanningsgruppene på de ulike alderstrinnene i hver bydel. Det vil for eksempel si at enkelte bydeler har høyere dødelighet enn forventet blant personer med grunnskoleopplæring på enkelte alderstrinn og lavere dødelighet enn forventet på andre alderstrinn slik at dette bidrar til å redusere det totale avviket mellom det faktiske antall døde og det forventede antall døde 50 år og over i enkelte bydeler. En helt tilsvarende sammenheng gjelder for de øvrige utdanningsgruppene. *Det er størst forskjeller for høyskoleutdannede personer.* Det vil si: i enkelte bydeler er dødelighetsraten til høyskoleutdannede forholdsvis høy på de fleste eller alle alderstrinn, i andre bydeler er dødelighetsraten til høyskoleutdannede

forholdsvis lav på de fleste eller alle alderstrinn. Mens for personer med lavere utdanning er hovedtrekket at dødelighetsratene jevnt over er høyere på enkelte alderstrinn og lavere på andre i mange bydeler.

4. Total ulikhet uansett utdanning – alle aldersgrupper

Den totale ulikheten i antall døde tilsvarer 325 døde personer 50 år og over når de døde spesifiseres på utdanningsgrupper, se krysningspunktet mellom linjen ”Absolutt ulikhet (utdanning)” og kolonnen ”Total ulikhet” i Tabell 7.11. Den totale ulikheten utgjør 6,6 prosent av alle døde 50 år og over. Det vil si: Når man først korrigerer for at dødeligheten til hver enkelt utdanningsgruppe kan være høyere enn forventet på enkelte alderstrinn og lavere enn forventet på andre i bydelene, og deretter beregner forskjellene mellom det faktiske og forventede antall døde 50 år og over i hver bydel, vil en ”overflytting” av 325 døde mellom bydelene medføre at dødsraten til alle utdanningsgrupper blir identisk på hvert alderstrinn i alle bydeler.

Mer informasjonsverdi ved å spesifisere de døde på utdanning?

Blir de bydelsvise avvikene mellom det faktiske og forventede antall døde mindre når man tar hensyn til befolkningens utdanningsnivå enn når man kun betrakter forskjeller i dødelighet/antall døde for innbyggere i alt på hvert alderstrinn? Eller, kan forskjeller i dødsratene til ulike utdanningskategorier forklare mer av forskjellene i dødelighet mellom bydelene enn når de døde ikke spesifiseres på utdanningsbakgrunn?

På hvert alderstrinn antas det forventede antall døde i alt å avhenge av den gjennomsnittlige dødsraten til hver utdanningsgruppe samt det tilhørende antall innbyggere i hver bydel. Når det forventede antall døde beregnes på denne måten, og ikke som produktet av den gjennomsnittlige dødsraten til alle innbyggere på hvert alderstrinn og antall innbyggere i alt i hver bydel, reduseres avviket mellom det faktiske og forventede antall døde i bydelene for aldersgruppene 50-59 år, 60-69 år og 70-79 år. Det vil si at forskjeller i befolkningen utdanningsnivå forklarer en del av den faktiske variasjonen mellom bydelene i total dødelighet på disse alderstrinnene. Men *for aldersgruppen 80 år og over kan ikke befolkningens utdanningsnivå forklare mer av den observerte forskjellen i dødelighet mellom bydelene enn om man ser bort fra forskjeller i utdanningsbakgrunn.*

Den absolutte ulikheten tilsvarer 325 døde 50 år og over når dødelighetsratene spesifiseres utdanningsgrupper og tiårs alderstrinn. Til sammenligning er ulikheten lik 272 døde 50 år og over når dødelighetsratene spesifiseres på sivil status og tiårs alderstrinn, mens

ulikheten er lik 295 døde når de aldersspesifikke dødsratene ikke spesifiseres på sivil status eller kjønn.

Konklusjoner

For aldersgruppene 50-59 år, 60-69 år og 70-79 år gjelder følgende: Forskjellen mellom det faktiske antall døde i hver bydel og det forventede antall døde blir mindre når man antar at det forventede antall døde avhenger av dødsratene til personer med ulik utdanningsbakgrunn enn når man kun antar en felles dødsraten for innbyggere i alt på hvert alderstrinn i bydelene. For aldersgruppen 80 år og over kan utdanningsbakgrunn forklare lite av den observerte forskjellen i dødelighetsrater mellom bydelene.

En spesifisering av døde 50-79 år på *utdanningsgrupper* gir mer informasjon, med andre ord forklarer mer av variasjonen i antall døde/dødelighet mellom bydelene, enn om de døde ikke spesifiseres på utdanningsbakgrunn. Det vil si at det forventede antall døde på hvert alderstrinn blir mer i samsvar med det observerte antall døde i bydelene når de døde spesifiseres på utdanning enn når det forventede antall døde beregnes ut fra den totale dødelighetsraten på hvert alderstrinn.

For aldersgruppen 80 år og over har variasjon i utdanningsnivå liten betydning for de observerte forskjellene i dødelighet mellom bydelene, og avvikene mellom det faktiske og forventede antall døde blir større enn om det forventede antall døde beregnes ut fra en felles dødelighetsrater for alle innbyggere sett under ett. Med andre ord, det forventede antall døde 80 år og over blir ikke mer i samsvar med det faktiske antall døde når de døde spesifiseres på utdanning enn når det forventede antall døde beregnes ut fra den totale dødelighetsraten til innbyggere 80 år og over.

Hovedkonklusjonen er: *For yngre eldre vinner man noe i informasjonsverdi ved å splitte de døde på utdanningsbakgrunn når forskjeller i dødelighet mellom bydelene skal tallfestes. For aldersgruppen 80 år og over kan utdanningsbakgrunn forklare lite av den observerte forskjellen i dødelighetsrater mellom bydelene.*

7.5 Dødelighet og sosioøkonomiske faktorer

7.5.1 Markerte forskjeller i dødelighet i ulike befolkningsgrupper

Tabell 7.4 på side 151 viser at det er markerte forskjeller i dødelighet mellom menn og kvinner, gifte og enslige eller ikke-gifte og mellom de ulike utdanningsgruppene på hvert alderstrinn, men at dødelighetsratene nærmer seg hverandre jo eldre folk blir.

Dødelighetsratene til *menn og kvinner* nærmer seg hverandre jo eldre folk blir. I aldersgruppen 50-69 år er dødeligheten til menn 24 prosent høyere, mens dødeligheten til kvinner er 23 prosent lavere enn snittet. Denne forskjellen reduseres til henholdsvis pluss 14 prosent og minus 6 prosent i aldergruppen 80 år og over.

Dødelighetsratene til *gifte og enslige* eller ikke-gifte nærmer seg også hverandre jo eldre folk blir. Dødeligheten til gifte er 24 prosent lavere enn gjennomsnittet i aldersgruppen 50-69 år, mens dødeligheten til enslige er 32 prosent høyere enn snittet. Differansene reduseres til henholdsvis minus 11 prosent og pluss 7 prosent i den eldste aldersgruppen. For personer 90 år og over er det liten forskjell, se Tabell 7.7 på side 160.

Det er også en markert tilnærming i dødelighetsratene for innbyggerne gruppert etter *utdanning*. Dødelighetsraten til personer 50-69 år med grunnskole er 75 prosent høyere enn gjennomsnittet. Dødelighetsraten til personer med kort høyskoleutdanning utgjør 62 prosent av snittet, mens dødeligheten til personer med lang høyskoleutdanning kun utgjør 47 prosent av gjennomsnittet. Denne forskjellen reduseres sterkt når innbyggerne blir 80 år og over: dødelighetsraten til personer med grunnskole som høyeste utdanning er 13 prosent høyere enn gjennomsnittet, dødsraten til personer med kort høyskoleutdanning utgjør 76 prosent av snittet, mens dødsraten til personer med lang høyskoleutdanning utgjør 91 prosent av den gjennomsnittlige dødelighetsraten til personer 80 år og over.

7.5.2 Total variasjon i dødelighet

Beskrivelsen av forskjeller i dødelighet

Er det noen sammenheng mellom den totale variasjonen i dødelighet mellom bydelene på ulike alderstrinn og sentrale kjennetegn ved innbyggerne? To sentrale spørsmål er: Hvor mye ”forklarer” forskjeller i

kjønn, sivil status og utdanning av den totale variasjonen i dødelighetsrater mellom bydelene for innbyggerne fordelt på alder? Hva er grunnen til at ulikheten i dødelighet reduseres med alderen?

Regresjonsanalyser av dødelighet gir få svar; i det hele tatt kan regresjonsanalyser bidra lite til en forståelse av hvorfor dødelighetsratene varierer mellom bydelene, se Toresen (2004). Derfor benyttes analysene av variasjon i dødelighet i inneværende kapittel sammen med analysene i kapittel 6 til å besvare de sentrale problemstillingene.

Tabell 7.12 *Dødelighet i Oslos bydeler. Andel og absolutt ulikhet for døde og innbyggere spesifisert på alder. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.*

	50-59	60-69	70-79	80-89	90+	80+	Total ulikhet
ANDEL ULIKHET							
Døde i alt (referanse)	0,153	0,124	0,071	0,060	0,073	0,071	0,060
Døde spesifisert på kjønn	0,152	0,120	0,073	0,065	0,075		0,063
Døde spesifisert på sivil status	0,134	0,113	0,064	0,057	0,073		0,056
Døde spesifisert på utdanning	0,122	0,099	0,060			0,079	0,066
ABSOLUTT ULIKHET							
Døde i alt (referanse)	50	60	87	119	66	206	295
Døde spesifisert på kjønn	49	58	90	128	67		307
Døde spesifisert på sivil status	43	55	79	113	66		272
Døde spesifisert på utdanning	39	48	74			225	325
AVVIK ABSOLUTT ULIKHET							
Døde i alt (referanse)	0	0	0	0	0	0	0
Døde spesifisert på kjønn	1	2	-3	-9	-1		-12
Døde spesifisert på sivil status	7	5	8	6	0		23
Døde spesifisert på utdanning ¹	11	12	13			-19	-30
PROSENT FORKLART							
VARIASJON AV TOTAL							
VARIASJON							
Døde i alt (referanse)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Døde spesifisert på kjønn	2,0	3,3	-3,4	-7,6	-1,5		-4,1
Døde spesifisert på sivil status	14,0	8,3	9,2	5,0	0,0		7,8
Døde spesifisert på utdanning	22,0	20,0	14,9			-9,2	-10,2

Kilde: Egne beregninger basert på data fra Statistisk sentralbyrå

Tabell 7.12 oppsummerer analysene av variasjon i dødelighet mellom bydelene i kapittel 6. Tabellen gjengir den absolutte ulikheten og andelen ulikhet i dødelighet til personer 50 år og over spesifisert på tiårs alderstrinn. I forspalten fremgår det om det forventede antall døde i hver bydel avhenger av en felles forventet dødsrate for alle innbyggere sett under ett eller for innbyggerne som sådan (referanse),

eller om det spesifiseres egne forventede dødelighetsrater til innbyggerne spesifisert på kjønn, sivil status eller utdanningsbakgrunn.

Utgangspunkt – forventet antall døde avhenger kun av innbyggere som sådan

Når det antas at det forventede antall døde i hver bydel kun avhenger av den gjennomsnittlige dødsraten til alle innbyggere i Oslo kommune på hvert alderstrinn, tilsvarer den absolutte ulikheten 295 døde 50 år og over eller ganske nøyaktig 6 prosent av det totale antall døde i denne aldersgruppen. Forskjellene mellom bydelene reduseres fra drøyt 15 prosent i aldersgruppen 50-59 år til vel 7 prosent i aldersgruppen 70-79 år; reduksjonen fortsetter til 6 prosent for innbyggere 80-89 år, men øker deretter til i overkant av 7 prosent for innbyggere 90 år og over.

Konkret betyr dette følgende: Dersom man rent hypotetisk ”flyttet” 15 prosent av det totale antall døde 50-59 år, eller til sammen 50 døde, fra bydeler der dødeligheten er høyere enn gjennomsnittet til bydeler med lavere dødelighet, ville dødelighetsraten bli den samme i alle bydeler og lik gjennomsnittet for Oslo kommune. Dette tilsvarer en situasjon med fullstendig likhet mellom bydelene. Tilvarende måtte man rent hypotetisk ”flytte” vel 7 prosent av det totale antall døde 90 år og over, eller 66 døde i alt, fra bydeler der dødeligheten er høyere enn gjennomsnittet til bydeler med lavere dødelighet, for at dødelighetsraten skulle bli den samme i alle bydeler og lik gjennomsnittet for Oslo kommune. Tolkningen er helt identisk for de øvrige alderstrinnene.

7.5.3 Hvor mye ”forklarer” kjønn, sivil status og utdanning?

Ulikheten for døde i alt eller døde som sådan kan betraktes som et mål for *total variasjon i dødelighet*. Dette er variasjonen når den forventede dødelighet i hver bydel ikke spesifisert på kjønn, sivil status eller utdanning – eller andre mulige kjennetegn. Denne variasjon kan betraktes som en *referanse* når en skal tallfeste om variasjon i kjønn, sivil status eller utdanning har betydning for den observerte forskjellen i samlet dødelighet mellom bydelene. Utgangspunktet er med andre ord at den forventede dødelighetsraten er lik gjennomsnittet for Oslo kommune på hvert alderstrinn. Dette ”forklarer” med andre ord ingen ting av variasjonen.

1. Har kjønn noe å si for registrerte forskjeller i dødelighet?

Den totale variasjonen i dødelighetsrater blant innbyggere 50-59 år tilsvarer 50 døde. Når det forventede antall døde i hver bydel spesifiseres på kjønn, reduseres den absolutte ulikheten til 49 døde. Det vil si at den totale ulikheten reduseres med 1 død person når det spesifiseres separate forventede dødelighetsrater for menn kvinner i stedet for en felles dødelighetsrate for alle innbyggere. Man kan derfor si at kjønn ”forklarer” en variasjon tilsvarende 1 av 50 døde, eller 2,0 prosent av den totale variasjonen i dødelighet mellom bydelene på dette alderstrinnet.

I aldersgruppen 60-69 år forklarer kjønn 3,3 prosent av den totale variasjonen i dødelighet mellom bydelene, mens kjønn ikke kan forklare noe av variasjonen i dødelighet for innbyggere 70 år og over. Tvert imot: når den forventede antall døde spesifiseres på kjønn, øker ulikheten mellom bydelene. Det vil si at dødeligheten til menn er høyere enn gjennomsnittet til menn samtidig som dødeligheten til kvinner er lavere enn gjennomsnittet til kvinner i enkelte bydeler, og omvendt i andre bydeler, blant innbyggere 70 år og over. Med andre ord, de systematiske forskjellene mellom kjønnene som gjelder for Oslo kommune i alt, gjelder ikke på bydelsnivå for innbyggere 70 år og over.

Eller sagt på en annen måte: Forskjellene i dødelighet blant personer 70 år og over er mindre for innbyggere i alt spesifisert på tiårs alderstrinn enn forskjellene i dødelighet for henholdsvis menn og kvinner spesifisert på de samme alderstrinnene. Det vil si at forholdsvis høy dødelighet blant menn i en bydel, jevnt over motsvares av forholdsvis lav dødelighet blant kvinner i den samme bydelen, og vice versa, på et gitt alderstrinn, slik at den gjennomsnittlige dødelighetsraten ligger nærmere gjennomsnittet for Oslo kommune enn de separate dødelighetsratene til menn og kvinner.

Konklusjoner kjønn: Selv om dødelighetsratene til menn er til dels markert høyere enn de tilhørende dødelighetsratene til kvinner, har denne forskjellen i dødelighet mellom *kjønnene* liten eller ingen betydning for den observerte ulikheten i dødelighet mellom *bydelene*. Faktisk blir avviket mellom det faktiske og forventede antall døde i bydelene større når det antas at det forventede antall døde i hver bydel avhenger av den gjennomsnittlige dødsraten til henholdsvis menn og kvinner for personer 70 år og over. For yngre innbyggere har det praktisk talt ingen betydning om de døde spesifiseres på kjønn eller ikke. For de eldste er det større ulikhet i dødeligheten til menn enn i dødeligheten til innbyggere i alt og det er større ulikhet i dødeligheten

til kvinner enn i dødeligheten til innbyggere i alt. Hovedkonklusjonen er at *kjønn i seg selv forklarer lite eller ingen ting av den observerte variasjonen i dødelighet mellom bydelene – uansett alderstrinn.*

2. Hvor mye forklarer sivil status av variasjonen i dødelighet?

Det er store forskjeller i dødelighet mellom gifte og enslige på hvert alderstrinn, spesielt i aldersgruppen 50-59 år, og den totale variasjonen i dødelighet blant innbyggere 50-59 år tilsvarer 50 døde. Når det forventede antall døde i hver bydel spesifiseres på gifte og enslige (ikke-gifte), reduseres den absolutte ulikheten til 43 døde, eller 7 færre døde en når det forventede antall døde i hver bydel beregnes ut fra en felles dødelighetsrate for alle innbyggere sett under ett. Det vil si at sivil status forklarer en variasjon på 7 døde av en total variasjon på 50 døde, eller 14 prosent av variasjonen i dødelighet mellom bydelene i aldersgruppen 50-59 år.

For aldersgruppen 60-69 år forklarer forskjeller i sivil status drøyt 8 prosent av den totale variasjonen i dødelighet, som tilsvarer 60 døde. I aldersgruppen 70-79 år kan vel 9 prosent av den totale variasjonen i dødelighet tilsvarende 87 døde, tilbakeføres til forskjeller i andelen gifte og enslige i bydelene, mens 5 prosent av variasjonen forklares av sivil status i aldersgruppen 80-89 år der den totale variasjonen tilsvarer 119 døde. Blant personer 90 år og over er den totale variasjonen lik 66 døde og forskjeller i sivil status kan ikke forklare noe av den observerte ulikheten i dødelighet mellom bydelene.

Konklusjoner sivil status: Sivil status forklarer 14 prosent av den totale variasjonen mellom bydelene i dødelighet i aldersgruppen 50-59 år, i aldersgruppen 60-69 år forklarer sivil status vel 8 prosent av den totale variasjonen, mens sivil status forklarer drøyt 9 prosent av den totale variasjonen i dødelighet blant innbyggere 70-79 år. Blant innbyggere 80 år og over forklarer forskjeller i sivil status lite eller ingen ting av den registrerte variasjonen i dødelighet mellom bydelene.

3. Utdanningsnivå og variasjon i dødelighet mellom bydelene

Hva kan forskjeller i utdanningsnivå si om ulikheter mellom bydelene i dødelighet? Eller, er det noen sammenheng mellom dødelighet og sosiale skillelinjer mellom bydelene, her forstått som variasjon i innbyggernes utdanningsnivå?

For aldersgruppene 50-59 år, 60-69 år og 70-79 år blir avviket mellom det faktiske og forventede antall døde lavere når man spesifiserer de forventede dødelighetsratene i hver bydel på utdanningsgrupper, og ikke kun forutsetter en felles dødelighetsrate for alle innbyggere sett under ett på de aktuelle alderstrinn. Dette betyr at en spesifisering av

forventet dødelighet på utdanningsgrupper forklarer mer av den observerte variasjonen i antall døde, enn når den forventede dødelighetsraten antas å være lik for alle innbyggere i de tre aldersgruppene.

Den totale variasjonen i dødelighet blant innbyggere 50-59 år tilsvarer 50 døde. Når det forventede antall døde i hver bydel spesifiseres på utdanningsgrupper, reduseres den absolutte ulikheten til 39 døde – eller 11 færre døde enn når det forventede antall døde i hver bydel beregnes ut fra en felles dødelighetsrate for alle innbyggere sett under ett. Det vil si at utdanning forklarer en variasjon på 11 av en total variasjon på 50 døde. Med andre ord forklarer utdanning cirka 22 prosent av den totale variasjonen i dødelighet i aldersgruppen 50-59 år.

For aldersgruppen 60-69 år forklares 20 prosent av den totale variasjonen på 60 døde av forskjeller i utdanning. I aldersgruppen 70-79 år er den totale variasjonen lik 87 døde og knapt 15 prosent av variasjonen forklares av forskjeller i utdanningsnivå mellom bydelene. Blant innbyggere 80 år og over kan ulikt utdanningsnivå mellom bydelene ikke forklare noe av den observerte variasjonen, som tilsvarer 206 døde i alt.

For innbyggere 80 år og over ”forklarer” modellen faktisk mindre av variasjonen mellom bydelene i antall døde når dødsratene spesifiseres på utdanningsgrupper enn når man antar en felles dødsrate for alle innbyggere 80 år og over. Dette betyr, blant annet, at rene tilfeldigheter spiller en forholdsvis stor rolle når det gjelder dødelighet hos innbyggere 80 år og over, som man også kan forvente, ettersom det i stor grad er andre faktorer enn kjønn, sivil status og utdanning som gjør at folk dør når de blir svært gamle. Og stort sett dør alle folk før fylte 100 år.

Konklusjoner utdanning: Utdanning forklarer 22 prosent av den totale variasjonen mellom bydelene i dødelighet i aldersgruppen 50-59 år, i aldersgruppen 60-69 år forklarer utdanning 20 prosent av den totale variasjonen, mens utdanning forklarer knapt 15 prosent av den totale variasjonen i dødelighet blant innbyggere 70-79 år. Blant innbyggere 80 år og over forklarer forskjeller utdanningsnivå ingen ting av den registrerte variasjonen i dødelighet mellom bydelene.

7.5.4 Hva forklarer forskjeller i dødelighet?

Gjennomgangen oppsummeres ved hjelp av Tabell 7.13, som viser hvor mange prosent henholdsvis kjønn, sivil status og utdanning forklarer av den totale variasjonen i dødelighet på hvert alderstrinn. I tillegg

gjengis det totale antall døde på hvert alderstrinn (gjennomsnitt for 2000-2002) samt den totale variasjonen målt i antall døde.

I aldersgruppen 50-59 år er den totale ulikheten lik 50 døde eller 15,3 prosent av antall døde i alt på dette alderstrinnet. Kjønn forklarer praktisk talt ingen ting, eller kun 2 prosent, av den totale variasjonen i dødelighet. Sivil status forklarer 14 prosent av variasjonen, mens forskjeller i sammensetningen av befolkningen på utdanningsgrupper forklarer 22 prosent av den totale forskjellen i dødelighet mellom bydelene.

Tabell 7.13 *Dødelighet i Oslos bydeler. Prosent forklart variasjon i dødelighet etter alder. Kjønn, sivil status og utdanning. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.*

	50-59	60-69	70-79	80-89	90+	80+	Total ulikhet
Antall døde	324	482	1227	1973	897	2870	
Total variasjon antall døde	50	60	87	119	66	206	295
Total variasjon andel døde	0,153	0,124	0,071	0,060	0,073	0,071	0,060
PROSENT FORKLART VARIASJON							
Døde i alt (referanse)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Døde spesifisert på kjønn	2,0	3,3	-3,4	-7,6	-1,5		-4,1
Døde spesifisert på sivil status	14,0	8,3	9,2	5,0	0,0		7,8
Døde spesifisert på utdanning	22,0	20,0	14,9			-9,2	-10,2

Kilde: Egne beregninger basert på data fra Statistisk sentralbyrå

I aldersgruppen 60-69 år er den totale ulikheten lik 60 døde eller 12,4 prosent av antall døde i alt på dette alderstrinnet. Kjønn forklarer praktisk talt ingen ting, eller vel 3 prosent, av den totale variasjonen i dødelighet. Sivil status forklarer drøyt 8 prosent av variasjonen, mens forskjeller i sammensetningen av befolkningen på utdanningsgrupper forklarer 20 prosent av den totale forskjellen i dødelighet mellom bydelene.

I aldersgruppen 70-79 år er den totale ulikheten lik 87 døde eller 7,1 prosent av antall døde i alt på dette alderstrinnet. Kjønn forklarer ingen ting av den totale variasjonen i dødelighet. Faktisk blir ulikheten større når det forventede antall døde spesifiseres på kjønn. Det vil si at det er større ulikhet i dødeligheten til menn enn i dødeligheten til innbyggere i alt og at det er større ulikhet i dødeligheten til kvinner enn i dødeligheten til innbyggere i alt. Sivil status forklarer drøyt 9 prosent av variasjonen, mens forskjeller i sammensetningen av befolkningen på utdanningsgrupper forklarer i underkant av 15 prosent av den totale forskjellen i dødelighet mellom bydelene.

I aldersgruppen 80-89 år er den totale ulikheten lik 119 døde eller 6,0 prosent av antall døde i alt på dette alderstrinnet. Kjønn forklarer ingen ting av den totale variasjonen i dødelighet. Faktisk blir ulikheten større når det forventede antall døde spesifiseres på kjønn. Det vil si at det er større ulikhet i dødeligheten til menn enn i dødeligheten til innbyggere i alt og at det er større ulikhet i dødeligheten til kvinner enn i dødeligheten til innbyggere i alt. Sivil status forklarer drøyt 5 prosent av variasjonen. Det finnes ikke utdanningsdata for døde i denne aldersgruppen, kun for innbyggere 80 år og over.

I aldersgruppen 90 år og over er den totale ulikheten lik 66 døde eller 7,3 prosent av antall døde i alt på dette alderstrinnet. Kjønn forklarer ingen ting av den totale variasjonen i dødelighet. Faktisk blir ulikheten noe større når det forventede antall døde spesifiseres på kjønn. Det vil si at det er større ulikhet i dødeligheten til menn enn i dødeligheten til innbyggere i alt og at det er større ulikhet i dødeligheten til kvinner enn i dødeligheten til innbyggere i alt. Sivil status forklarer heller ingen ting av variasjonen. Det finnes ikke utdanningsdata for døde i denne aldersgruppen, kun for innbyggere 80 år og over.

I aldersgruppen 80 år og over er den totale ulikheten lik 206 døde eller 7,1 prosent av antall døde i alt på dette alderstrinnet. Forskjeller i sammensetningen av befolkningen på utdanningsgrupper kan ikke forklare noe av den totale forskjellen i dødelighet mellom bydelene. Faktisk blir ulikheten en god del større når det forventede antall døde spesifiseres på utdanning. Det vil si at det er større ulikhet i dødeligheten til de ulike utdanningsgruppene sett hver for seg enn i dødeligheten til innbyggere i alt.

Hovedkonklusjonen er: I hovedsak er det andre forhold enn forskjeller i kjønn, sivil status og utdanningsnivå som forklarer variasjon i dødelighet mellom bydelene. I dette prosjektet har det ikke vært mulig å peke på hvilke andre faktorer det er snakk om.

7.5.5 Dødelighet og sosiale skillelinjer

Analysen fremviser to sentrale trekk: *For det første skjer det en tilnærming i dødsratene jo eldre innbyggerne blir.* Dødsraten til personer 50-59 år med kort og lang høyskoleutdanning utgjør henholdsvis 36 og 24 prosent av dødsraten til personer med grunnskole som høyeste utdanning. Samtidig kan denne forskjellen forklare lite av den totale variasjonen i dødelighet mellom bydelene for innbyggere 50-59 år fordi det i alt kun er 68 døde med høyskoleutdanning, og det er større ulikhet mellom bydelene i dødelighetsratene til personer med

høyskoleutdanning enn i dødelighetsratene til personer med grunnskoleutdanning eller videregående opplæring.

Det er til dels markert større forskjeller mellom bydelene i dødelighetsratene til høyt utdannede enn i dødelighetsratene til personer med lavere utdanning. En viktig grunn er trolig at det er forholdsvis få døde med høyskoleutdanning, slik at tilfeldigheter spiller en større rolle enn for det store flertall som har grunnskole eller videregående skole som høyeste utdanning.

Forskjellene i dødsratene til de ulike utdanningsgruppene blir mindre og mindre jo eldre innbyggerne blir. For aldersgruppen 80 år og over utgjør dødelighetsraten til personer med kort og lang høyskoleutdanning henholdsvis 66 og 80 prosent av dødsraten til personer med grunnskole som høyeste utdanning.

Vi har ikke en mer findelt aldersfordeling for den eldste aldersgruppen, men det er grunn til å anta at forskjellene mellom dødsratene til de ulike utdanningsgruppene er enda mindre for innbyggere 90 år og over. Også for innbyggerne spesifisert på kjønn og/eller sivil status blir forskjellene i dødelighet betydelig mindre jo eldre folk blir.

Tilnærmingen i dødsrater er naturlig, av to grunner: for det første dør en del innenfor "lavstatusgruppene" forholdsvis tidlig. Dette kan for eksempel skyldes overforbruk av tobakk og alkohol. Man kan da forvente at de gjenlevende ikke i like stor grad vil dø av de samme årsakene. Dessuten svekkes helsen og evnen til å greie seg selv for alle jo eldre de blir – uansett sosial status – og dette trekker også i retning av en utjevning av dødeligheten mellom de enkelte befolkningsgruppene, ikke bare når det gjelder de ulike utdanningsgruppene.

For det andre er det ganske få personer med høyere utdanning og det blir færre og færre personer med høyskoleutdanning jo eldre innbyggerne blir. Blant innbyggere 50-59 år har 35 prosent høyskoleutdanning, mens kun 14 prosent av innbyggere 80 år og over har kort eller lang høyskoleutdanning. Samtidig er det ganske få døde med høyskoleutdanning i de yngste aldersgruppene, der andelen innbyggere med høyskoleutdanning er høyest. I den eldste aldersgruppen er dødeligheten til personer med høyskoleutdanning forholdsvis høy, men her er andelen innbyggere med høyskoleutdanning svært lav, slik at dette i seg selv medfører at variasjon i andelen høyt utdannede spiller forholdsvis beskjeden rolle når det gjelder å forklare variasjon i dødelighet blant gamle eldre. Dessuten er det større variasjon i dødeligheten til gamle eldre med høyskoleutdanning enn i dødeligheten til andre utdanningsgrupper, slik at det ikke er noen påviselig

sammenheng mellom ulikheter i befolkningens utdanningsnivå og dødelighet for innbyggere 80 år og over.

Yngre som dør legger høyst sannsynlig beslag på mindre ressurser i pleie- og omsorgssektoren enn gamle som dør. Blant yngre er det markerte forskjeller i dødelighet etter "sosial status", men her betyr disse forskjellene lite når det gjelder behovet for pleie og omsorg. Blant gamle eldre er forskjellene i dødelighet etter "sosial status" langt mindre og i tillegg er det svært få eldre med høyskoleutdanning, slik at variasjon i dødelighet etter "sosial status" betyr lite for de observerte forskjellene i dødelighet mellom bydelene.

Hovedkonklusjonen er tredelt.

1. Forskjeller i sosial status, forstått som forskjeller i utdanningsnivå, kan forklare forholdsvis lite av variasjonen i dødelighet blant innbyggere 50 år og over. Utdanningsnivå har størst betydning i de yngste aldersgruppene, men for innbyggere 80 år og over kan forskjeller i utdanningsnivå ikke forklare noe av variasjonen mellom bydelene i registrert dødelighet.
2. Forskjeller i sosial status kan høyst sannsynlig forklare lite av variasjon i *pleiebehov* knyttet direkte til *dødelighet* fordi det a) kun er blant yngre at variasjon i utdanningsnivå har betydning for variasjon i dødelighet, men her betyr tallet på døde lite når det gjelder behovet for pleie og omsorg, og b) fordi det ikke er noen påviselig sammenheng mellom døde og utdanningsnivå i aldersgruppen 80 år og over der dødeligheten er absolutt størst.
3. Det kan imidlertid være andre faktorer som skaper ulikhet i pleiebehovet til personer i ulike sosiale lag av befolkningen.

8 Personer og døde korrigert

8.1 Innbyggere registrert og justert

8.1.1 Kjøp og salg av institusjonsplasser

Det er muligens et problem at beskrivelsen av variasjon i dødelighet mellom bydelene ikke tar hensyn til dødsfall som skjer i ”feil” bydel. Dette skjer fordi bydelene kjøper og selger plasser i pleieinstitusjoner og andre boformer godkjent som institusjon, og majoriteten av beboerne registreres som bosatt i den bydelen institusjonene og pleieboligene er lokalisert, mens kjøperbydelen har ansvaret for finansieringen. Det oppstår derfor et misforhold mellom det registrerte antall innbyggere og det antall innbyggere bydelene har ansvaret for å gi et pleie- og omsorgstilbud til. I kostnadsnøkkelen for pleie og omsorg benyttes kriteriene ”Antall innbyggere justert” fordelt på aldersgruppene 67-79 år, 80-89 år og 90 år og over. Oslo kommuner justerer tallet på registrerte innbyggere ut fra opplysninger om hvor institusjonsbeboere er registrert bosatt og hvilke bydeler som har finansieringsansvaret for beboerne.

Et mindretall av pasientene (15-20%) som det kjøpes plasser for i andre bydeler, har ikke meldt flytting til sykehjemmet. Da er det heller ikke behov for å korrigere for disse for å få riktige befolkningstall i kriteriesystemet. De aller fleste institusjonsbeboere og døde institusjonsbeboere registreres med andre ord som bosatt i den bydelen der pleieinstitusjonene er lokalisert – og bare i liten grad som bosatt i de bydelene som eventuelt kjøper institusjonsplasser i andre bydeler. Noen bydeler har frem til 1. januar 2004 hatt forvaltningsansvar for sykehjem som geografisk befinner seg utenfor egen bydel. De fleste pasientene ved disse sykehjemmene er forvaltningsbydelens egne, og det må også korrigeres for disse i kriteriesystemet.

Oslo kommune har ikke justert tallet på døde innbygger. Derfor er beskrivelsen av forskjeller mellom bydelene i dødelighet for innbyggere 80-89 år og 90 år og over trolig ikke helt dekkende for den reelle variasjonen i dødelighet for de eldre hver bydel faktisk har ansvaret for. Institusjonsbeboere er de mest pleietrengende eldre og dødeligheten er svært høy. Dersom en bydel kjøper mange institusjonsplasser fra andre bydeler, eller andre kommuner, vil bydelen "sitte igjen med" en relativt friskere eldre befolkning enn det tilfellet ville vært dersom institusjonsdekningen i bydelen var høyere. Det motsatte gjelder for bydeler som selger mange institusjonsplasser til andre bydeler.

8.1.2 Innbyggere justert og registrert dødelighet

Tabell 6.1 viser antall registrerte innbyggere 67-79 år og netto antall og andel innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler for samme aldersgruppe, antall registrerte innbyggere 80 år og over og netto antall og andel innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler for samme aldersgruppe, samt den registrerte dødelighetsraten til innbyggere 80 år og over.

Det er en liten andel av innbyggere 67-79 år som er "feilregistrert" bosatt i andre bydeler, men blant innbyggere 80 år og over er det en ganske høy andel "feilregistrerte" innbyggere. Positive tall betyr jevnt over at bydelene er netto kjøpere av institusjonsplasser i andre bydeler, mens negative tall innevrer at bydelene er netto selgere av institusjonsplasser.

Det kan forventes at den registrerte dødsraten til innbyggere 80 år og over er forholdsvis lav i bydeler som kjøper mange institusjonsplasser fra andre bydeler (netto) og forholdsvis høy i bydeler som selger mange institusjonsplasser til andre bydeler (netto). Det samme kan også tenkes, om enn i mindre grad, for dødsratene til innbyggere 67-79 år.

Registrert dødelighet og innbyggere i andre bydeler

Det er fem bydeler der mer enn fem prosent av det registrerte antall innbyggere 80 år og over er bosatt i pleieinstitusjoner i andre bydeler regnet netto. I alle disse bydelene er den registrerte dødelighetsraten *lavere* enn for Oslo kommune i alt. Det er syv bydeler der mer enn fire prosent av registrerte innbyggere 80 år og over kommer fra andre bydeler regnet netto. Av disse er det seks bydeler som har høyere registrert dødelighet blant innbyggere 80 år og over enn gjennomsnittet for Oslo kommune. Unntaket er Sogn, med 13 færre

døde enn det som følger dersom dødsraten på hvert alderstrinn (tiårsintervall) var som for Oslo i alt.

Tabell 8.1 *Eldre innbyggere i andre bydeler. Veide gjennomsnitt for 2000-2001.*

	Antall personer 67-79 år	Antall personer 67-79 år på sykehjem i andre bydeler	Andel personer 67-79 år i andre bydeler	Antall personer 80 år og over	Antall personer 80 år og over i andre bydeler	Andel Dødelige personer 80 år og over ¹	Dødelige personer 80 år og over ¹
1 Bygdøy-Frogner	1775	35	0,020	1152	145	0,125	0,088
2 Uranienborg-Majorstuen	1889	11	0,006	1536	59	0,038	0,128
3 St. Hanshaugen-Ullevål	1801	6	0,003	1611	14	0,008	0,133
4 Sagene-Torshov	2101	39	0,018	1635	247	0,151	0,115
5 Grünerløkka-Sofienberg	1126	-1	0,000	1000	1	0,001	0,141
6 Gamle Oslo	1096	-8	-0,007	730	-32	-0,044	0,161
7 Ekeberg-Bekkelaget	1544	-10	-0,006	803	-33	-0,041	0,128
8 Nordstrand	1964	-3	-0,002	904	-12	-0,013	0,115
9 Søndre Nordstrand	1216	-1	0,000	329	-5	-0,014	0,099
10 Lambertseter	1540	9	0,006	839	15	0,017	0,109
11 Bøler	1885	-5	-0,003	546	-36	-0,065	0,138
12 Manglerud	1904	20	0,011	736	83	0,113	0,084
13 Østensjø	2359	7	0,003	872	16	0,018	0,108
14 Helsefyr-Sinsen	2036	-4	-0,002	1782	-68	-0,038	0,127
15 Hellerud	1813	25	0,014	602	101	0,167	0,079
16 Furuset	1890	-30	-0,016	706	-148	-0,210	0,164
17 Stovner	1688	-5	-0,003	527	-15	-0,028	0,134
18 Romsås	406	-7	-0,017	191	-37	-0,191	0,212
19 Grorud	1960	2	0,001	804	3	0,004	0,103
20 Bjerke	2799	4	0,001	1035	18	0,017	0,110
21 Grefsen-Kjelsås	1809	4	0,002	1023	-4	-0,004	0,109
22 Sogn	1562	-7	-0,004	1007	-45	-0,045	0,113
23 Vinderen	1512	2	0,001	783	43	0,055	0,083
24 Røa	2140	3	0,001	1193	16	0,013	0,111
25 Ullern	2693	-37	-0,014	1564	-183	-0,117	0,136
00 Oslo	44501	50	0,001	23905	142	0,006	0,119
Korrelasjon andel personer 80 år og over i andre bydeler og dødsrate personer 80 år og over							-0,801

¹ Veide gjennomsnitt for 2000-2002. Bydelene Sentrum, Marka og personer Uten fast bopel er ikke med.

Kilde: Oslo kommune

Korrelasjon dødsrater og andel innbyggere i "feil" bydel

Det er en sterk negativ korrelasjon mellom andelen innbyggere 80 år og over i pleieinstitusjoner i andre bydeler og den registrerte dødsraten til personer 80 år og over, korrelasjonskoeffisienten er lik -0,801. Andelen innbyggere i andre bydeler beregnes her av det registrerte antall innbyggere i hver bydel. Dette betyr følgende: *Den observerte*

dødeligheten til personer 80 år og over er jevnt over høyere enn gjennomsnittet i bydeler som er netto selgere av institusjonsplasser til andre bydeler, mens den observerte dødeligheten til personer 80 år og over er jevnt over lavere enn gjennomsnittet i bydeler som er netto kjøpere av institusjonsplasser fra andre bydeler. Med andre ord overdriver den offisielle statistikken de reelle forskjellene mellom bydelene i dødelighet til personer 80 år og over, og ett spørsmål i det følgende er om beskrivelsen av variasjon i dødelighet mellom de aller eldste muligens overdriver de reelle forskjellene. Det samme kan gjelde for døde 67-79 år. Se for øvrig avsnitt 8.3.3.

8.2 Korreksjon av eldre døde?

8.2.1 En mulig mekanisk korreksjon

Andelen tilbakeførte innbyggere i hver bydel er lik forholdet mellom antall tilbakeførte innbyggere og det registrerte antall innbyggere i hver bydel. Det er ønskelig å korrigere det registrerte antall døde i hver bydel for dødsfall i "feil" bydel og en mulighet er å tilbakeføre døde på samme måte som Oslo kommune justerer antall eldre innbyggere i hver bydel. Dette betyr at man antar at andelen døde i andre bydeler er lik netto andel innbyggere i "feil" bydel. Dette innebærer at man justerer antall døde proporsjonalt med det registrerte antall døde i hver bydel, på samme måte som antall innbyggere justeres.

Men en slik justering påvirker ikke de observerte dødsratene i bydelene. Det vil si at *dødsraten i hver bydel blir den samme uansett om man betrakter det registrerte antall døde og innbyggere eller det justerte antall døde og justerte antall innbyggere* – når antall døde justeres proporsjonalt med antall innbyggere i "feil" bydel. De relative forskjellene mellom bydelene blir da de samme som før justeringen av tallet på innbyggere og døde i hver bydel.

Hva med de absolutte forskjellene mellom bydelene i antall døde? Gjennomgående har bydeler med lav observert dødelighet en høy andel eldre innbyggere i andre bydeler, og omvendt for bydeler med lav observert dødelighet. Det finnes unntak, men dette gjelder et fåtall bydeler. *Jevnt over betyr denne måten å korrigere antall døde på at de absolutte avvikene fra det som kan forventes øker – ikke reduseres.* Bydel Bygdøy-Frogner er et godt eksempel. For aldersgruppen 90 år og over er det 22 færre døde enn forventet (når det forventede antall døde beregnes som den gjennomsnittlige dødsraten til personer 90 år og over multiplisert med det registrerte antall innbyggere 90 år og

over). Korreksjonen ovenfor betyr en implisitt forutsetning om at dødsraten til personer i andre bydeler som er hjemmehørende i Bygdøy-Frogner, er identisk med den registrerte dødsraten i bydelen. I gjennomsnitt var det 53 innbyggere 90 år og over fra Bygdøy-Frogner i andre bydeler i 2000-2001. Når disse tilbakeføres til Bygdøy-Frogner, øker avviket mellom det justerte antall døde og det forventede antall døde til -27 døde, mot -22 døde før justeringen av antall døde. Grunnen er at det forutsettes samme lave dødsrate for innbyggere i andre bydeler hjemmehørende i Bygdøy-Frogner som for innbyggere registrert bosatt i Bygdøy-Frogner.

8.2.2 Korreksjoner basert på regresjonsanalyse

Problemet med korreksjonsmetoden beskrevet ovenfor, er at man forutsetter samme dødsrate til personer i pleieinstitusjoner i andre bydeler som den observerte dødsraten i hver bydel på hvert alderstrin. Men det er grunn til å anta at dødelighetsratene er høyere for personer som er institusjonsbeboere i andre bydeler enn den gjennomsnittlige dødsraten til personer som ikke er registrert bosatt i "feil" bydel. Denne sammenhengen uttrykkes formelt i ligning (8.1), som sier at det *registrerte* antall døde i hver bydel D_r avhenger av det *registrerte* antall innbyggere F_r og av *netto kjøp* av institusjonsplasser i andre bydeler FA_r , som er lik differansen mellom innbyggere justert og det registrerte antall innbyggere i hver bydel (fordelt på alder). Dette er en litt upresis definisjon – men denne unøyaktigheten røkter ikke ved det prinsipielle i saken.

$$(8.1) \quad D_r = a_1 \cdot F_r + a_2 \cdot FA_r$$

Divisjon med det registrerte antall innbyggere gir ligning (8.2) som sier at den registrerte dødsraten i hver bydel er lik den gjennomsnittlige dødsraten a_1 for Oslo i alt korrigert for dødsraten til andelen innbyggere "feilregistrert" i andre bydeler. Denne andelen beregnes av det registrerte antall innbyggere i hver bydel. Det kan forventes at koeffisienten a_2 er negativ og denne koeffisienten viser i prinsippet den negative av dødsraten til innbyggere bosatt i "feil" bydel.

$$(8.2) \quad \frac{D_r}{F_r} = a_1 + a_2 \cdot \frac{FA_r}{F_r}$$

Med andre ord: Koeffisienten a_1 estimerer den gjennomsnittlige dødsraten på hvert alderstrinn for Oslo i alt, mens koeffisienten a_2 estimerer den negative av dødsraten til innbyggere bosatt i pleieinstitusjoner i andre bydeler. Det vil si at absoluttverdien til a_2

viser den estimerte dødsraten til institusjonsbeboere registrert bosatt i ”feil” bydel. Et negativt estimat for a_2 innebærer at den registrerte dødeligheten reduseres i bydeler som er netto kjøpere av institusjonsplasser i andre bydeler (og andre kommuner), og at den registrerte dødeligheten øker i bydeler som er netto selgere av institusjonsplasser.

Regresjonsanalyser basert på paneldata

Tabell 8.2 viser resultatene fra estimering av ligning (8.2) på et paneldatasett for 2000 og 2001. P-verdien viser sannsynligheten for at et estimat er lik null i en dobbeltsidig test. En liten p-verdi viser derfor at estimatet med stor sannsynligvis er forskjellig fra null, mens en høy p-verdi viser at det er stor sannsynlighet for at estimatet er lik null (ikke forskjellig fra null). I regresjonene inngår et varierende antall dummyvariabler for bydeler med ”unormalt” høy eller lav dødelighet på de ulike alderstrinnene. Hensikten er å minske problemet med ekstremobservasjoner.

Tabell 8.2 *Estimeringsresultater. Avhengig variabel er observert dødsrate fordelt på alder i Oslos bydeler. Paneldata for 2000-2001.*

	Estimat	P-verdi	R ² justert	Dødsrate observert
Døde 67-79 år				
Konstantledd	3,200 %	0,0000	0,4851	3,252 %
Andel innbyggere i andre bydeler	4,639 %	0,7028		
Dummy bydel 18, 2000	3,980 %	0,0000		
Dummy bydel 05, 2001	3,637 %	0,0000		
Døde 80-89 år				
Konstantledd	9,647 %	0,0021	0,6775	9,600 %
Andel innbyggere i andre bydeler	-22,005 %	0,0334		
Dummy bydel 18, 2000	8,753 %	0,0155		
Døde 90 år og over				
Konstantledd	24,245 %	0,0058	0,7308	24,787 %
Andel innbyggere i andre bydeler	-23,466 %	0,0264		
Dummy bydel 15, 2000	16,242 %	0,0400		
Dummy bydel 06, 2001	21,896 %	0,0399		
Dummy bydel 12, 2001	15,182 %	0,0491		
Dummy bydel 17, 2001	11,015 %	0,0423		
Døde 80 år og over				
Konstantledd	11,865 %	0,0028	0,6389	11,835 %
Andel innbyggere i andre bydeler	-29,932 %	0,0318		
Dummy bydel 04, 2000	4,904 %	0,0202		

Kilde: Egne beregninger basert på data fra Statistisk sentralbyrå og Oslo kommune

For aldersgruppen 67-79 år er det ingen statistisk signifikant sammenheng mellom de observerte dødsratene i bydelene og andelen innbyggere 67-79 år i pleieinstitusjoner i andre bydeler. Den justerte multiple korrelasjonskoeffisienten er lik 0,485. P-verdien til estimatet for andelen innbyggere i andre bydeler viser at estimatet med stor sannsynlighet ikke er forskjellig fra null. Konstantleddet er imidlertid med stor sannsynlighet forskjellig fra null (fordi p-verdien er lik null). Det fremgår også at konstantleddet, som viser den estimerte gjennomsnittlige dødsraten til innbyggere 67-79 år (3,200 prosent) er tilnærmet lik den observerte dødsraten (3,252 prosent).

For innbyggere 80-89 år er den justerte multiple korrelasjonskoeffisienten lik 0,678 slik at regresjonene ”forklarer” 2/3 av den observerte variasjonen i dødelighet mellom bydelene. Både konstantleddet og estimatet for andelen innbyggere 80-89 år i andre bydeler er med stor sannsynlighet forskjellig fra null. Konstantleddet, som viser den estimerte gjennomsnittlige dødsraten, er nesten identisk med den observerte dødsraten i denne aldersgruppen. Estimatet for andelen innbyggere 80-89 år i andre bydeler er negativt og lik -22,0 prosent og absoluttverdien er betydelig større enn den gjennomsnittlige dødsraten, som er lik 9,6 prosent. Dette støtter hypotesen om at dødeligheten til innbyggere i andre bydeler er høyere enn dødeligheten til de som ikke er institusjonsbeboere i andre bydeler.

For innbyggere 90 år og over er den justerte multiple korrelasjonskoeffisienten lik 0,730 slik at regresjonene ”forklarer” nesten 3/4 av den observerte variasjonen i dødelighet mellom bydelene. Både konstantleddet og estimatet for andelen innbyggere 90 år og over i andre bydeler er med stor sannsynlighet forskjellig fra null. Konstantleddet, som viser den estimerte gjennomsnittlige dødsraten, er nesten identisk med den observerte dødsraten i denne aldersgruppen. Estimatet for andelen innbyggere 90 år og over i andre bydeler er negativt og lik -23,5 prosent – og absoluttverdien er litt lavere enn den gjennomsnittlige dødsraten, som er lik 24,8 prosent. Dette støtter isolert sett ikke hypotesen om at dødeligheten til innbyggere i andre bydeler er høyere enn dødeligheten til de som ikke er institusjonsbeboere i andre bydeler. Men dødsraten til personer 90 år og over er svært høy og det er ikke usannsynlig at dødsraten til personer i pleieinstitusjoner i andre bydeler er omtrent som den registrerte dødsraten til innbyggere 90 år og over.

Helt nederst i Tabell 8.2 gjengis estimeringsresultater for innbyggere 80 år og over. Den justerte multiple korrelasjonskoeffisienten lik 0,639 slik at regresjonene ”forklarer” nesten 65 prosent av den observerte variasjonen i dødelighet mellom bydelene. Både konstant-

leddet og estimatet for andelen innbyggere 90 år og over i andre bydeler er med stor sannsynlighet forskjellig fra null. Konstantleddet, som viser den estimerte gjennomsnittlige dødsraten, er nesten identisk med den observerte dødsraten i denne aldersgruppen. Estimatet for andelen innbyggere 80 år og over i andre bydeler er negativt og lik -29,9 prosent – og absoluttverdien er betydelig større enn den gjennomsnittlige dødsraten, som er lik 11,8 prosent. Dette støtter hypotesen om at dødeligheten til innbyggere i andre bydeler er høyere enn dødeligheten til de som ikke er institusjonsbeboere i andre bydeler.

Den negative effekten av netto andel innbyggere registrert i ”feil” bydel er lik -22,0 prosent for aldersgruppen 80-89 år og lik -23,5 prosent for innbyggere 90 år og over. Forskjellen er helt ubetydelig.

Den estimerte effekten av netto andel innbyggere registrert i ”feil” bydel er lik -29,9 prosent for aldersgruppen 80 år og over, det vil si når de to eldste aldersgruppene slås sammen til en gruppe. Dette er med andre ord en god del høyere enn den separate effekten for de to eldste aldersgruppene. Det er vanskelig si hva dette skyldes og det er problematisk å tallfeste hvor stor den mest sannsynlige effekten er. En dødsrate på 25 prosent tilsvarer en gjennomsnittlig liggetid på fire år før folk skrives ut på grunn av død, mens en dødsrate på 30 prosent tilsvarer en liggetid på 3 år og 4 måneder før folk skrives ut på grunn av død.

Konklusjoner

A priori kan man anta at dødsraten til personer i pleieinstitusjoner i andre bydeler er høyere enn dødsraten til registrerte innbyggere i hver bydel fordi institusjonsbeboere er mer pleietrengende enn andre eldre.

Regresjonsanalysene viser at det ikke er noen statistisk signifikant sammenheng mellom den observerte dødsraten til innbyggere 67-79 år og andelen innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler. Dette er en naturlig konklusjon fordi dødeligheten er forholdsvis lav i denne aldersgruppen og fordi det er ganske få innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler.

For aldersgruppen 80-89 år er dødsraten til innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler med stor sannsynlighet markert høyere enn den gjennomsnittlige dødsraten til innbyggere 80-89 år. Dette støtter hypotesen om at dødeligheten til innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler er høyere enn dødeligheten til de som ikke er institusjonsbeboere i andre bydeler. Denne regresjonen ”forklarer” om lag 68 av variasjonen i dødelighet mellom bydelene.

For aldersgruppen 90 år og over er dødsraten til innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler med stor sannsynlighet omtrent som den gjennomsnittlige dødsraten til innbyggere 90 år og over. Isolert sett støtter ikke dette hypotesen om at dødeligheten til innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler er høyere enn dødeligheten til de som ikke er institusjonsbeboere i andre bydeler. Men dødsraten til personer 90 år og over er svært høy og det er ikke usannsynlig at dødsraten til personer i pleieinstitusjoner i andre bydeler er omtrent som den registrerte dødsraten til innbyggere 90 år og over. Denne regresjonen ”forklarer” nesten $\frac{3}{4}$ av variasjonen i dødelighet mellom bydelene.

For aldersgruppen 80 år og over er dødsraten til innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler med stor sannsynlighet betydelig høyere enn den gjennomsnittlige dødsraten til innbyggere 80 år og over. Dette støtter hypotesen om at dødeligheten til innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler er høyere enn dødeligheten til de som ikke er institusjonsbeboere i andre bydeler. Denne regresjonen ”forklarer” nesten 65 prosent av variasjonen i dødelighet mellom bydelene.

Den gjennomsnittlige dødsraten til innbyggere 80 år og over i pleieinstitusjoner i andre bydeler er høyst sannsynlig omtrent som dødsraten til innbyggere 90 år og over, om lag 25 prosent, eller noe høyere.

8.3 Døde korrigert og bydelsvis ulikhet

8.3.1 Pleie og omsorg og forskjeller i dødelighet

Når utgangspunktet er en mulig sammenheng mellom dødelighet og behovet for pleie- og omsorgstjenester, er det naturlig å se på forskjeller i antall døde i andre aldersgrupper enn 50 år og over. Tabell 8.3 viser andelen og absolutt ulikhet i dødelighet/døde for ulike aldersgrupper.

Betydningene av den bydelsinterne ”alderskorrigeringen” av antall døde/dødelighet, er åpenbar når utgangspunktet er en eventuell positiv sammenheng mellom dødelighet/antall døde og behovet for pleie og omsorg: Dersom en bydel har fem flere døde 80-89 år enn forventet og fem færre døde 90 år og over, vil ressursbehovet knyttet til gamle døde ikke avvike fra gjennomsnittet. Med gamle menes her personer 80 år og over.

Den totale absolutte ulikheten i dødelighet til personer 50 år og over tilsvarer 295 døde slik at andelen ulikhet er lik 6,0 prosent, det vil si den absolutte ulikheten dividert med det totale antall døde 50 år og over.

Tabell 8.3 *Andel og absolutt ulikhet i dødelighet.*

	50+	60+	70+	80+	90+	50-69	50-79
Andel ulikhet	0,060	0,055	0,052	0,058	0,073	0,126	0,091
Absolutt ulikhet	295	254	214	165	66	102	184
Absolutt ulikhet per bydel	11,8	10,2	8,6	6,6	2,6	4,1	7,4
Antall døde	4903	4579	4097	2870	897	806	2033

Kilde: Egne beregninger basert på data fra Statistisk sentralbyrå

I Tabell 8.4 gjengis det total avviket mellom det forventede og faktiske antall døde i hver bydel for alle døde 50 år og over, 60 år og over, 70 år og over, 80 år og over og 90 år og over. Når utgangspunktet er pleie og omsorg, er trolig summen for døde 80 år og over den mest interessante og i tabellen er denne summen markert med den skyggelagte kolonnen til venstre.

Beskrivelsen av variasjon i dødelighet mellom bydelene overvurderer trolig de reelle forskjellene. Generelt kan man anta at den reelle dødeligheten undervurderes i bydeler som er netto kjøpere av institusjonsplasser med videre i andre bydeler (og i andre kommuner), og at den reelle dødeligheten overvurderes i bydeler som er netto selgere av institusjonsplasser med videre til andre bydeler (og kommuner).

Registrert dødelighet og innbyggere i andre bydeler

Kolonnen helt til høyere i Tabell 8.4 gjengir netto antall innbyggere 80 år og over i andre bydeler. De skyggelagte feltene viser bydeler med mange innbyggere 80 år og over i andre bydeler (positive tall) eller mange innbyggere fra andre bydeler (negative tall). Store positive tall er i tillegg markert med fet skrift.

Det er fire bydeler med ganske mange eldre i andre bydeler og i alle disse bydelene er det færre døde 80 år og over enn forventet. Det er grunn til å anta at en del av den observerte lave dødeligheten skyldes at forholdsvis mange av bydelenes eldste dør i andre bydeler. Det er tre bydeler med ganske mange eldre fra andre bydeler (negative tall) og i alle disse bydelene er det flere døde 80 år og over enn forventet. Det er grunn til å anta at en del av observerte høye dødeligheten skyldes at forholdsvis mange eldre fra andre bydeler dør i disse bydelene.

Sett i lys av at kjøp og salg av institusjonsplasser medfører at de registrerte forskjellene overvurderer de reelle forskjellene mellom bydelene i antall døde, viser den skyggelagte kolonnen til høyere i Tabell 8.4 at det er forholdsvis små forskjeller mellom det forventede og faktiske antall døde 80 år og over.

Tabell 8.4 *Avvik mellom faktisk og forventet antall døde i Oslos bydeler for ulike alderstrupper. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.*

	50+	60+	70+	80+	90+	50-69	50-79	Eldre 80+ i andre bydeler
1 Bygdøy-Frogner	-54	-51	-51	-40	-22	-3	-13	145
2 Uranienborg-Majorstuen	-3	-3	-1	2	-4	-2	-4	59
3 St. Hanshaugen-Ullevål	4	5	8	3	-5	-4	2	14
4 Sagene-Torshov	35	22	6	-10	-13	29	45	247
5 Grünerløkka-Sofienberg	48	41	31	14	1	17	34	1
6 Gamle Oslo	59	52	37	26	10	22	33	-32
7 Ekeberg-Bekkelaget	2	4	6	10	6	-4	-8	-33
8 Nordstrand	-19	-15	-11	-2	3	-8	-17	-12
9 Søndre Nordstrand	-13	-11	-9	-4	0	-4	-9	-5
10 Lambertseter	3	1	3	-1	-2	0	4	15
11 Bøler	13	14	12	14	2	1	-1	-36
12 Manglerud	-26	-26	-21	-19	-5	-5	-7	83
13 Østensjø	0	-2	0	-3	-1	0	3	16
14 Helsefyr-Sinsen	39	30	27	16	7	12	22	-68
15 Hellerud	-20	-21	-20	-19	-6	0	-1	101
16 Furuset	40	36	35	32	12	5	8	-148
17 Stovner	21	19	17	11	5	4	10	-15
18 Romsås	27	25	20	16	3	7	11	-37
19 Grorud	-2	-1	-5	-11	-5	3	9	3
20 Bjerke	-16	-14	-10	-5	-1	-6	-11	18
21 Grefsen-Kjelsås	-25	-21	-16	-9	-1	-9	-16	-4
22 Sogn	-29	-24	-19	-13	0	-9	-15	-45
23 Vinderen	-53	-44	-38	-24	-1	-15	-28	43
24 Røa	-23	-16	-10	-3	2	-12	-20	16
25 Ullern	-10	0	10	21	13	-20	-32	-183
26 Sentrum	-2	-2	-1	-1	0	0	-1	
27 Marka	-4	-3	-2	-1	0	-1	-3	
99 Uten fast bopel	4	3	3	1	0	2	3	
00 Sum Oslo	0	0	0	0	0	0	0	142
Andel ulikhet	0,060	0,055	0,052	0,058	0,073	0,126	0,091	
Absolutt ulikhet	295	254	214	165	66	102	184	

Kilde: Egne beregninger basert på data fra Statistisk sentralbyrå. Netto antall eldre 80 år og over i andre bydeler er beregnet av Oslo kommune og er et veid gjennomsnitt for 2000 og 2001.

8.3.2 Dødelighet og Oslo kommunes kriteriesystem

I Oslo kommunes kriteriesystem for pleie og omsorg antas det at økt dødelighet medfører et økt utgiftsbehov, og vice versa. Kriteriene

”Antall personer 67-79 år justert * Dødelighetsindeks” og ”Antall personer 80 år og over * Dødelighetsindeks” inngår for å fange opp en antatt variasjon i utgiftsbehovet mellom bydelene knyttet til antall døde personer 67-79 år og 80 år og over.

Dødelighetsindeksen gjelder innbyggere 50-74 år og ikke de to eldste aldersgruppene. Dette skyldes et ønske om å unngå feil fordi bydelene kjøper institusjonsplasser fra hverandre. De fleste institusjonsbeboerne registreres som bosatt i den bydelen der institusjonene er lokalisert, ikke som bosatt i de bydelene som kjøper plasser. Dette medfører at både innbyggere og døde blir registrert i ”feil” bydel sett i forhold til hvilke bydeler som har finansieringsansvaret.

Det er to hovedproblemer med Oslo kommunes forsøk på å fange opp et *eventuelt* merutgiftsbehov knyttet til variasjon i dødelighet blant eldre innbyggere. Poengene illustreres i forhold til opplysningene i Tabell 8.5.

For det første, forskjellene i dødelighet mellom bydelene avtar med innbyggernes alder. Derfor kan variasjon i en eventuell merutgift knyttet til døde eldre overdrives fordi den bydelsvise variasjonen i dødelighet er langt mindre for gamle eldre enn i aldersgruppen 50-74 år. Andelen ulikhet er lik 11,4 prosent for aldersgruppen 50-74 år, forskjellene reduseres til 7,5 prosent for aldersgruppen 67-79 år og forskjellene i dødelighet reduseres ytterligere til 5,7 prosent for aldersgruppen 80 år og over. Ulikheten øker til 7,3 prosent for døde 90 år og over. Stort sett er det med andre ord forholdsvis liten variasjonen i dødelighet mellom bydelene for innbyggere 80 år og over.

Tabell 8.5 *Antall døde, innbyggere og dødelighet etter alder for Oslo i alt. Andel og absolutt ulikhet mellom bydelen. Korrelasjon dødelighet mellom alderstrinn. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.*

	Døde	Innbyggere	Dødelighet	Andel ulikhet	Absolutt ulikhet	Korrelasjon
50-74 år	1249	110060	1,1 %	0,114	142	1,000
67-79 år	1338	43463	3,1 %	0,075	100	0,730
80 år og over	2932	24245	12,1 %	0,057	167	0,184
90 år og over	897	3550	25,27 %	0,073	66	0,090
Sum	4903	151274	3,24 %	0,080	393	

Korrelasjon mellom dødelighet til personer 50-74 år og dødelighet i de andre aldersgruppene.

Kilde: Egne beregninger basert på data fra Statistisk sentralbyrå

For det andre er det liten korrelasjon mellom dødeligheten til personer 50-74 år og dødeligheten til personer 80 og over; korrelasjonskoeffisienten er lik 0,184. Det er svært liten korrelasjon mellom døde per innbygger 50-74 år og antall døde per innbygger 90 år og over; korrelasjonskoeffisienten er lik 0,090. Det er ganske høy korrelasjon mellom dødeligheten til innbyggere 50-74 år og dødeligheten til innbyggere 67-79 år, korrelasjonskoeffisienten er lik 0,730.

Den offisielle statistikken over antall døde i bydelene overdriver forskjellene i dødelighet mellom bydelene fordi bydelene kjøper og selger plasser i pleieinstitusjoner og pleieboliger. En del av den lave korrelasjonen for den eldste aldersgruppen kan skyldes kjøp og salg av institusjonsplasser mellom bydelene, men det anses som lite realistisk at dette forklarer svært mye av den reduserte korrelasjonen.

8.3.3 Antall døde 80 år og over korrigeret

Regresjonsanalysene i avsnitt 8.2 viser følgende: *En økning i netto antall innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler reduserer helt sikker den registrerte dødelighetsraten til personer 80-89 år. Den registrerte dødelighetsraten til personer 90 år og over påvirkes trolig ikke i nevneverdig grad fordi den gjennomsnittlige dødsraten er svært høy. Men både antallet døde 80-89 år og 90 år og over reduseres når netto antall innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler er større enn null, og øker når netto antall innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler er mindre enn null. Analysene viser også at netto antall innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler høyst sannsynlig ikke påvirker den registrerte dødelighetsraten til innbyggere 67-79 år.*

Analysene i avsnitt 8.2 indikerer at dødelighetsraten til netto antall innbyggere 80 år og over kan være rundt 25-30 prosent, og det er trolig ingen vesentlig forskjell mellom aldersgruppene 80-89 år og 90 år og over. Ut fra disse analysene kan man beregne "antall døde korrigeret" som følger: Det korrigerede antall døde 80-89 år i en bydel $DK8089_r$, er lik det registrerte antall døde $D8089_r$, pluss 25 prosent av netto antall innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler $FA8089_r$. Helt tilsvarende kan det korrigerede antall døde 90 år og over beregnes. Dødelighetsratene til personer 90 år og over påvirkes i liten grad når antall korrigerede døde normeres i forhold til antall innbyggere justert fordi dødelighetsraten til innbyggere 90 år og over er om lag 25 prosent, med visse variasjoner mellom bydelene.

$$(8.3) \quad \begin{aligned} DK8089_r &= D8089_r + 0,25 \cdot FA8089_r \\ DK9099_r &= D9099_r + 0,25 \cdot FA9099_r \end{aligned}$$

Det er det ingen grunn til å korrigere det registrerte antall døde 67-79 år i hver bydel. Likeledes er det ingen grunn for Oslo kommune å benytte den registrerte dødeligheten til innbyggere 50-74 år for å beregne en ”normert” variasjon i antall døde i denne aldersgruppen.

Tabell 8.6 *Døde korrigert og registrert 80-89 år i Oslos bydeler. Andel og absolutt ulikhet i dødelighet mellom bydelene. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.*

Bydel	Døde korrige rt	Døde registre rt	Avvik antall	Avvik prosent	Døds- rate korrigere rt	Dødsra- te registre rt	Avvik
1 Bygdøy-Frogner	93	72	22	30,0	0,090	0,076	0,015
2 Uranienborg-Majorstuen	129	123	7	5,4	0,104	0,101	0,003
3 St. Hanshaugen-Ullevål	124	125	-1	-0,9	0,101	0,102	-0,001
4 Sagene-Torshov	168	133	35	26,3	0,112	0,098	0,014
5 Grünerløkka-Sofienberg	85	87	-2	-2,2	0,110	0,112	-0,001
6 Gamle Oslo	68	71	-4	-5,4	0,119	0,123	-0,003
7 Ekeberg-Bekkelaget	67	72	-5	-6,4	0,097	0,101	-0,004
8 Nordstrand	70	72	-2	-2,3	0,088	0,089	-0,001
9 Søndre Nordstrand	25	27	-2	-7,7	0,080	0,084	-0,004
10 Lambertseter	79	76	3	3,7	0,100	0,098	0,002
11 Bøler	55	60	-6	-9,7	0,113	0,120	-0,006
12 Manglerud	63	52	11	21,0	0,086	0,075	0,010
13 Østensjø	79	76	3	4,0	0,096	0,094	0,002
14 Helsefy-Sinsen	147	156	-9	-5,9	0,099	0,102	-0,004
15 Hellerud	63	42	22	52,2	0,097	0,073	0,023
16 Furuset	51	78	-28	-35,5	0,101	0,128	-0,027
17 Stovner	49	51	-3	-4,9	0,105	0,108	-0,003
18 Romsås	23	28	-5	-18,1	0,173	0,183	-0,010
19 Grorud	64	63	1	2,0	0,089	0,088	0,001
20 Bjerke	89	86	4	4,1	0,094	0,091	0,002
21 Grefsen-Kjelsås	78	78	-1	-0,6	0,087	0,088	0,000
22 Sogn	62	65	-4	-5,5	0,077	0,080	-0,003
23 Vinderen	51	45	5	11,4	0,068	0,063	0,005
24 Røa	99	97	2	2,0	0,092	0,090	0,001
25 Ullern	110	134	-24	-18,0	0,091	0,102	-0,012
99 Uten fast bopel	3	3	0	0,0	0,267	0,267	0,000
Oslo	1992	1973	20	1,0	0,097	0,096	0,001
Andel ulikhet	0,047	0,060					
Absolutt ulikhet	94	119	11				

Kilde: Egne beregninger

Tabell 8.6 viser tallet på døde korrigert og antall døde registrert 80-89 år og tallene er veide gjennomsnitt for årene 2000-2002. Det korrigerte antall døde er beregnet etter formelt (8.3). Korreksjonen innebærer til dels store prosentvise avvik mellom det korrigerte og registrerte antall døde. Men dette anses ikke som usannsynlig sett på bakgrunn av det høye antall eldre i pleieinstitusjoner i noen bydeler. Det totale antall døde korrigert er litt høyere enn registrert fordi netto

antall innbyggere i pleieinstitusjoner ikke summer til null for Oslo kommune i alt.

De to nederste linjene viser andelen ulikhet og absolutt ulikhet før og etter korreksjonen av tallet på døde. De tidligere analysene viser en absolutt ulikhet tilsvarende 119 døde 80-89 år, som utgjør gangske nøyaktig 6,0 prosent av det totale antall døde på dette alderstrinnet. Etter korreksjonen reduseres forskjellene mellom bydelene til 94 døde, eller 4,7 prosent målt i relative tall. Det vil si at dersom man rent hypotetisk "flyttet" 94 døde mellom Oslos bydeler, ville dødelighetsraten bli identisk i alle bydeler og lik gjennomsnittet for Oslo kommune i alt. Korreksjonen av antall døde medfører med andre ord en viss reduksjon i forskjellene mellom bydelene, men effekten er ikke dramatisk, slik at de tidligere analysene langt på vei er dekkende for den "faktiske" situasjon.

Tabell 8.7 viser tallet på døde korrigeret og antall døde registrert 90 år og over og tallene er veide gjennomsnitt for årene 2000-2002. Det korrigerede antall døde er beregnet etter formelt (8.3). Korreksjonen innebærer til dels store prosentvise avvik mellom det korrigerede og registrerte antall døde. Men dette er et forventet resultat ettersom en høy prosentandel innbyggere 90 år og over er registrert bosatt i "feil" bydel. Det totale antall døde korrigeret er litt høyere enn registrert fordi netto antall innbyggere i pleieinstitusjoner ikke summer til null for Oslo kommune i alt.

De to nederste linjene viser andelen ulikhet og absolutt ulikhet før og etter korreksjonen av tallet på døde. De tidligere analysene viser en absolutt ulikhet tilsvarende 66 døde 90 år og over, som utgjør 7,8 prosent av det totale antall døde på dette alderstrinnet. Etter korreksjonen er forskjellene mellom bydelene nesten identisk, 67 døde, eller 7,3 prosent målt i relative tall. Det vil si at dersom man rent hypotetisk "flyttet" vel 65 døde mellom Oslos bydeler, ville dødelighetsraten bli identisk i alle bydeler og lik gjennomsnittet for Oslo kommune i alt. Korreksjonen av antall døde medfører med andre ord ingen reduksjon i forskjellene mellom bydelene. Den tidligere beskrivelsen av variasjon i dødelighet for den eldste aldersgruppen har med andre ord full gyldighet selv om tallene på døde 90 år og over bør korrigeres for å få mer korrekte totaltall for hver bydel.

Det er heller ikke å forvente at ulikheten reduseres nevneverdig ettersom den gjennomsnittlige dødelighetsraten til innbyggere 90 år og over er om lag 25 prosent, eller så å si identisk med den korreksjonsfaktoren som benyttes for å korrigere *antallet* døde 90 år og over – ikke dødelighetsratene.

Tabell 8.7 *Døde korrigert og registrert 90 år og over i Oslos bydeler. Andel og absolutt ulikhet i dødelighet mellom bydelene. Veide gjennomsnitt for 2000-2002.*

Bydel	Døde korrige rt	Døde registre rt	Avvik antall	Avvik prosent	Døds- rate korrigere rt	Dødsra- te registre rt	Avvik
1 Bygdøy-Frogner	43	29	14	50,0	0,167	0,144	0,024
2 Uranienborg-Majorstuen	76	70	6	8,9	0,239	0,238	0,001
3 St. Hanshaugen-Ullevål	90	86	4	4,5	0,240	0,240	0,000
4 Sagene-Torshov	75	52	23	44,9	0,215	0,202	0,013
5 Grünerløkka-Sofienberg	50	50	1	1,5	0,260	0,260	0,000
6 Gamle Oslo	41	43	-3	-5,8	0,338	0,332	0,007
7 Ekeberg-Bekkelaget	29	33	-4	-12,5	0,323	0,312	0,011
8 Nordstrand	33	34	-1	-2,9	0,279	0,278	0,001
9 Søndre Nordstrand	8	8	0	1,0	0,243	0,242	0,000
10 Lambertseter	19	17	2	8,7	0,228	0,226	0,002
11 Bøler	15	17	-2	-13,9	0,291	0,284	0,006
12 Manglerud	18	11	7	62,5	0,198	0,175	0,023
13 Østensjø	23	21	2	7,1	0,244	0,243	0,000
14 Helsefyr-Sinsen	62	71	-8	-11,9	0,283	0,279	0,004
15 Hellerud	13	7	6	86,9	0,177	0,141	0,036
16 Furuset	30	40	-10	-25,6	0,440	0,368	0,072
17 Stovner	20	21	-1	-3,2	0,343	0,339	0,004
18 Romsås	9	12	-4	-29,7	0,371	0,325	0,047
19 Grorud	21	22	-1	-2,7	0,207	0,208	-0,001
20 Bjerke	32	31	1	2,7	0,247	0,247	0,000
21 Grefsen-Kjelsås	34	35	-1	-1,4	0,242	0,242	0,000
22 Sogn	42	48	-6	-12,8	0,250	0,250	0,000
23 Vinderen	25	22	3	15,2	0,245	0,244	0,001
24 Røa	38	36	2	4,6	0,271	0,272	-0,001
25 Ullern	61	80	-18	-22,9	0,323	0,303	0,020
99 Uten fast bopel	1	1	0	0,0	0,167	0,167	0,000
Oslo	909	897	12	1,3	0,253	0,253	0,000
Andel ulikhet	0,073	0,074					
Absolutt ulikhet	67	66	1				

Kilde: Egne beregninger

8.3.4 Et ”normert” antall døde i hver bydel?

Dersom Oslo kommune ønsker å benytte antall døde som et kriterium i kostnadsnøkkelen for pleie og omsorg, er det høyst sannsynlig bedre å benytte et ”normert” antall døde i ulike aldersgrupper som kriterium, enn å forutsette at den bydelsvise variasjonen i dødelighet for ”gamle” eldre er (tilnærmet) identisk med variasjonen for aldersgruppen 50-74 år.

Det er ingen statistisk signifikant negativ sammenheng mellom den registrerte dødelighetsraten til innbyggere 67-79 år og netto antall innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler. Det vil si at *det ikke er grunn til å korrigere det registrerte antall døde for innbyggere 67-79*

år bosatt i "feil" bydel. Med andre ord kan det registrerte antall døde benyttes som et korrekt kriterium i Oslo kommunes kostnadsnøkkel for pleie og omsorg dersom det er ønskelig å inkludere døde i denne aldersgruppen som et kriterium.

For aldersgruppen 80 år og over er dødsraten til innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler med stor sannsynlighet betydelig høyere enn den gjennomsnittlige dødsraten til innbyggere 80 år og over. Dette støtter hypotesen om at dødeligheten til innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler er høyere enn dødeligheten til de som ikke er institusjonsbeboere i andre bydeler. Den gjennomsnittlige dødsraten til innbyggere 80 år og over i pleieinstitusjoner i andre bydeler er høyst sannsynlig omtrent som dødsraten til innbyggere 90 år og over, om lag 25 prosent, eller noe høyere. *Det vil si at man kan korrigere det registrerte antall døde 80 år og over ved å anta, som en realistisk tilnærming, at 25 prosent av netto antall innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler dør hvert år.* For innbyggere 90 år og over er den registrerte dødelighetsraten også om lag 25 prosent i gjennomsnitt.

9 Variasjon i utgiftsbehov

9.1 Innledning

9.1.1 Hva skal analyseres?

Hovedformålet med analysene i dette kapitlet er å studere sammenhenger mellom bydelenes *utgifter til tiltak for eldre* på den ene side og *dødelighet* og *sosioøkonomiske faktorer* på den annen. I kapittel 2, 3 og 4 er det gitt en omfattende gjennomgang og drøfting av faktorer som er sentrale for problemstillingene i inneværende kapittel. Det vises spesielt til avnitt 3.1 og avsnitt 4.6. Ressursrammene for prosjektet tillater ikke en mer grundig analyse enn den som er dokumentert i det følgende, og det er ønskelig med ytterligere analyser, både av Oslos bydeler og norske kommuner.

9.1.2 Pleiebehov, dødelighet og sosial ulikhet

Pleiebehov og dødelighet i ulike aldersgrupper

I avsnitt 4.5.1 gjennomgås sentrale forskjeller mellom pleiebehovet til personer som dør i forholdsvis ung alder og personer som er svært gamle når de dør. Behovet for pleie- og omsorgstjenester er i stor grad bestemt av om man utvikler kroniske sykdommer som demens, leddsykdommer, skader etter hjerneslag, eller om man i stedet på et eller annet tidspunkt rammes av en akutt, dødelig sykdom som avslutter livet mens en ellers er nokså funksjonsfrisk og ikke avhengig av hjelp for andre. Ved tidlig død er det sannsynlig at forbruket av pleie- og omsorgstjenester er markert mindre enn hos personer som lever lenge med sine kroniske plager før de dør. Dette skyldes både at yngre eldre ofte vil ha mindre alvorlige og mer kortvarige funksjonstap før de dør enn de aller eldste, og at omfanget av privat omsorg jevnt over vil være større. Bruken av kommunale pleie- og omsorgs-

tjenester vil med andre ord som en hovedregel være kortere og med mindre bruk av svært ressurskrevende institusjonstjenester.

Det vil si at yngre eldre jevnt over vil ha behov for hjelp over kortere tid og sykdomsbildet vil generelt ikke være så bredspektret som blant gamle eldre. Siden de aldersrelaterte sykdommene i mindre grad vil gjøre seg gjeldende, kan det bety at omfang av hjelp og pleie hos eldre som dør som relativt unge, vil være mindre enn hos dem som dør på et langt senere tidspunkt. Disse forskjellene understreker at det er ønskelig å analysere om dødelighet blant yngre eldre og gamle eldre virker forskjellig når det gjelder bydelenes utgifter til pleie og omsorg.

Pleiebehov og sosial ulikhet

Blant annet i avsnitt 3.1 drøftes en del sammenhenger mellom helse og pleiebehov og sosial ulikhet. En rekke studier viser at dårlige levekår hopper seg opp blant visse individer og i visse geografiske områder. Inkludert er problemer med dårlig helse og et høyt behov for ulike offentlige helsetjenester og pleie- og omsorgstjenester. Sammensetningen av dødsårsaker har endret seg mye de siste hundre årene. Men det er fremdeles store sosioøkonomiske forskjeller i helse og pleiebehov. I analysene i dette kapitlet legges det vekt på å analysere effekten av variabler som antas å fange opp sosial ulikhet mellom bydelene.

9.2 Forklaringsmodell

Oslo kommunes regnskaper og kostnadsnøkkel for pleie- og omsorgssektoren er delt mellom de to funksjonsområdene 3A Tiltak for eldre og 3B Tiltak for yngre funksjonshemmede. I det følgende benyttes regresjonsanalyse til å studere hvilke hovedfaktorer som skaper forskjeller i bydelenes utgifter til tiltak for eldre, og det legges spesiell vekt på betydningen av dødelighet og befolkningens utdanningsnivå. Bydelenes utgifter til tiltak for yngre funksjonshemmede holdes utenfor. Den avhengige variabelen er netto driftsutgifter til tiltak for eldre, korrigert for bevilgninger til spesielle formål i enkelte bydeler. Estimeringen skjer på et paneldatasett bestående av bydelene i Oslo kommune for årene 2001 og 2002.

9.2.1 Den avhengige variabelen

Regresjonsanalysene tar utgangspunkt i de kriteriene som inngår i Oslo kommunes kostnadsnøkkel for pleie og omsorg, se Tabell 9.1. De elleve første kriteriene gjelder funksjonsområdet tiltak for eldre,

mens de seks siste knytter seg tiltak for yngre funksjonshemmede. Innholdet i kostnadsnøkkelen forklares i forbindelse med presentasjonen og diskusjonen av forklaringsmodellen. I kostnadsnøkkelen antas det at tiltak rettet mot yngre funksjonshemmede krever 19,9 prosent av ressursene, mens tiltak for eldre krever de resterende 80,1 prosent av den totale ressursrammen.

Tabell 9.1 *Pleie og omsorg. Netto driftsutgifter korrigert knyttet til hvert kriterium i Oslo kommunes kriteriesystem. I alt og per kriterieenhet. Gjennomsnitt for 2001 og 2002 målt i 2001-priser.*

Kriterier	Vekter	Mill Kriterieve kroner rdier sum		Kroner per kriterieenhet
		2002		
TILTAK FOR ELDRE				
Andel personer 67-79 år justert	0,040	135,7	45631	2974
Andel personer 80-89 år justert	0,064	217,1	20716	10481
Andel personer 90+ år justert	0,096	325,7	3626	89816
Andel ikke-gifte 67-79 år justert	0,080	271,4	20928	12968
Andel ikke-gifte 80-89 år justert	0,161	546,2	14771	36976
Andel personer 67-79 år justert * Dødelighetsindeks	0,096	325,7	42918	7588
Andel personer 80+ år justert * Dødelighetsindeks	0,064	217,1	24975	8693
Andel personer 67+ år justert * Lavutdanningsindeks	0,056	190,0	67872	2799
Andel personer 70+ år med dårlig sanitærstandard	0,024	81,4	3299	24680
Andel personer 80+ år med dårlig tilgjengelighet	0,024	81,4	8267	9849
Andel uføretrygdede 18-66 år	0,096	325,7	26255	12404
TILTAK FOR YNGRE FUNKSJONSHEMMEDE				
Andel personer 0-17 år	0,020	67,8	98316	690
Andel personer 18-49 år	0,039	132,3	258511	512
Andel personer 50-66 år	0,020	67,8	83352	814
Andel hjelpestønadsmottakere 0-66 år	0,020	67,8	5419	12520
Andel utviklingshemmede totalt med vedtak etter lov	0,020	67,8	1427	47546
Historisk budsjettandel utviklingshemmede	0,080	271,4	na	na
Sum	1,000	3392,4		

Kilde: Oslo kommune (kostnadsnøkkel) og egne beregninger basert på data fra Oslo kommune. Se tekst for definisjon av netto driftsutgifter korrigert. Utgiftene i 2002 er deflatert med 4,2 %.

Den avhengige variabelen er netto driftsutgifter korrigeret til tiltak for eldre slik dette tiltaksområdet er definert i Oslo kommunes regnskaps-system. Estimeringen skjer på et paneldatasett med observasjoner for alle 25 bydeler for årene 2001 og 2002.⁵⁶ *Netto driftsutgifter korrigeret* til funksjonsområdet tiltak for eldre er lik bokførte netto driftsutgifter fratrukket særskilte bevilgninger til tiltak for eldre i bydelene, til sammen 40,2 millioner i 2001 og 39,8 millioner kroner i 2002. Utgiftstallene er gitt i løpende priser og derfor må tallene for ett av årene justeres med en passende prisindeks eller deflator.⁵⁷ Det finnes ingen prisindeks for pleie og omsorg, verken nasjonalt eller for Oslo kommune. I stedet benyttes *deflatoren* for veid, samlet prisendring i kommunene beregnet av Teknisk beregningsutvalg for kommunal og fylkeskommunal økonomi. Netto driftsutgifter korrigeret i 2002 er deflatert med Teknisk beregningsutvalgs deflator som viser en prisvekst på 4,2 prosent fra foregående år.

Det er erfaringsmessig til dels store forskjeller i hvilke aktiviteter de enkelte kommunene har ansvaret for innenfor pleie- og omsorgs-sektoren. Dette gjelder trolig også på bydelsnivå i Oslo. Eksempler er kjøp og salg av institusjonsplasser, utgifter til funksjonshemmede, eldresentra og felles tiltak for flere bydeler. Det kan også være uklare skiller mellom pleie og omsorgstjenester og sosiale tjenester og helse-tjenester. Når det gjelder spesielle oppgaver i bydelene, korrigeres netto driftsutgifter for særskilte bevilgninger til bydelene. Andre mulige korreksjoner er det ikke tatt hensyn til. Det er heller ikke mulig å korrigere for eventuelle forskjeller i bokføringspraksis mellom henholdsvis pleie og omsorg, helsetjenester og sosiale tjenester.

9.2.2 Pleiebehov, alder og sivil status

1. Det generelle pleiebehovet øker med alderen

Antall eldre fordelt på aldersklasser fanger opp hvordan det *generelle behovet* for pleie- og omsorgstjenester øker med innbyggernes alder. I kostnadsnøkkelen fanges det generelle behovet for pleie- og omsorgstjenester opp via de tre kriteriene personer 67-79 år justert, personer 80-89 år justert og personer 90 år og over justert.

Det er flere egenskaper ved innbyggerne som gjør at utgiftsbehovet kan variere mellom ulike grupper innbyggere på hvert alderstrinn. Og i regresjonsanalysene, så vel som i kostnadsnøkkelen, er det viktig å

⁵⁶ De ulike forklaringsvariablene gjelder årene 2000 og 2001.

⁵⁷ I teorien kan man også estimere en deflator ved å innføre en felle dummy for alle bydeler der verdien er lik 0 i 2001 og 1 i 2002.

være klar over at det er en rekke *simultane sammenhenger* mellom de ulike forklaringsvariablene/kriteriene, slik at man ikke kan se effekten av en variabel eller ett kriterium isolert fra effekten av alle andre variabler og kriterier.

Det er spesielle problemer knyttet til innbyggere registrerte i ”feil” bydel. Bydelene kjøper og selger plasser i pleieinstitusjoner og andre boformer godkjent som institusjon, og majoriteten av beboerne registreres som bosatt i den bydelen institusjonene og pleieboligene er lokalisert, mens kjøperbydelen har ansvaret for finansieringen. Det oppstår derfor et misforhold mellom det registrerte antall innbyggere og det antall innbyggere bydelene har ansvaret for å gi et pleie- og omsorgstilbud til. Oslo kommune justerer tallet på registrerte innbyggere ut fra opplysninger om hvor institusjonsbeboere er registrert bosatt og hvilke bydeler som har finansieringsansvaret for beboerne. Kommunen ”tilbakefører” netto antall innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler og antall eldre innbyggere justert fordelt på aldersgrupper benyttes i kostnadsnøkkelen for pleie og omsorg. Oslo beregner antall innbyggere justert i hver bydel for aldersgruppene 67-79 år, 80-89 år og 90 år og over. Netto antall innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler, eller netto antall innbyggere tilbakeført fra andre bydeler, kan både være positivt og negativt og i prinsippet skal summen over alle bydeler være lik null. Antall innbyggere justert i hver bydel er lik det registrerte antall innbygger pluss netto tilbakeførte innbyggere.

Det er ingen entydig logisk sammenheng mellom netto driftsutgifter til pleie og omsorg og de opplysninger vi har om innbyggere registrert og innbyggere justert i bydelene. Problemet er at vi kun kjenner netto antall innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler – mens en konsistent sammenheng mellom utgifter og innbyggere krever at vi kjenner bruttotallene. Det er vanskelig a priori å si om det er best å benyttes innbyggere justert eller innbyggere registrert fordelt på alder som forklaringsvariabler, når den avhengige variabelen er netto driftsutgifter til eldreomsorg. Manglende samsvar mellom netto driftsutgifter og tall for innbyggere, gjør at det kan oppstå skjevheter i estimeringen. Dette er en feilkilde det er viktig å være klar over, men som det ikke har vært mulig å ta hensyn til i utgiftsanalysene. Men dersom bydelene jevnt over kun selger eller kun kjøper institusjonsplasser, blir feilkilden ubetydelig.

2. Enslige har et høyere pleiebehov enn gifte

Enslige har et høyere utgiftsbehov enn folk som bor sammen med noen og i denne rapporten er de to kategoriene operasjonalisert som

gifte og ikke-gifte. Termen enslig benyttes synonymt med ikke-gifte av rent språklige hensyn. Enslige eldre øker utgiftsbehovet på to måter. For det første er helsesituasjonen generelt sett dårligere blant enslige enn hos eldre som bor sammen med noen. Dette vises blant annet ved at dødeligheten, spesielt blant middelaldrende og yngre eldre er markert høyere blant enslige enn blant gift.

For det andre er tilgangen på privat omsorg mindre blant enslige enn blant personer som bor sammen med noen. Tilgangen på privat omsorg fra ektefellen, eller andre familiemedlemmer, har betydning for de pleietrengendes behov for ressurser fra pleie- og omsorgssektoren. Men høyst sannsynlig svekkes ektefellens evne og muligheter for å yte privat omsorg jo eldre hun eller han blir. Mer enn 90 prosent av alle innbyggere 90 år og over er ikke-gifte, og kun drøyt 300 personer 90 år og over var gift i 2002. I praksis er det trolig svært vanskelig å skille pleiebehovet til gifte og ikke-gifte personer som er svært gamle. Den private omsorgen en kone på 95 år kan gi til sin ektefelle er høyst sannsynlig langt dårligere enn det en kone på 75 år kan gi sin syke gemal. Faktisk er sannsynligheten stor for at både en kone og ektemannen på 95 år har et høyt pleiebehov. Det er derfor ikke uten videre grunn til å anta at variasjon i gamle enslige eldre har betydning for bydelenes ressursbehov.

Litt om alder, enslige og dødelighet

Generelt kan man anta at pleiebehovet øker med alderen og at enslige har et høyere pleiebehov enn folk som bor sammen med noen, men at forskjellen mellom pleiebehovet til enslige og gifte avtar med alderen. Men det blir også flere enslige jo eldre innbyggerne blir og en viktig konsekvens av at dødeligheten er forskjellig blant kvinner og menn og at dødeligheten øker med alderen, er at det blir stadig flere enslige eldre jo eldre innbyggerne blir.

Derfor er det tre sentrale virkningene på pleiebehovet av aldring: Det blir flere gamle eldre, det blir flere enslige eldre og det blir flere døde eldre. Alle disse faktorene øker isolert sett pleiebehovet i de aktuelle aldersgruppene, og det metodiske problemet er: Hvor mye av merutgiftsbehovet knyttet til aldring skyldes aldring i seg selv, økt dødelighet og at antall/andelen enslige øker?

9.2.3 Pleiebehov og dødelighet

Det er to hovedgrunner til at ressursbehovet knytte til pleie og omsorgstjenester kan øke med økt dødelighet i bydelene.

For det første dør en økende andel innbyggere i pleieinstitusjoner jo eldre folk blir, og om lag åtti prosent av beboere som skrives ut fra sykehjem eller aldershjem, skrives ut på grunn av død. Den gjennomsnittlige liggetiden er om lag 2,5 år og en høy andel av de aller eldste er *svært pleietrengende* og mottar omfattende pleie og omsorg i årene før de dør. Institusjonsbeboere er svært pleietrengende, og det er sannsynlig at det er knyttet høye utgifter til de døde i ett eller flere år før de dør.

Blant de aller eldste er det en svært høy andel av de døde som dør i en pleieinstitusjon. Dette tilsier at bydelene kan ha forholdsvis høye utgifter knyttet til gamle døde. Blant forholdsvis yngre eldre er det en liten andel institusjonsbeboere, og en forholdsvis liten andel av de som dør skrives ut fra pleieinstitusjoner på grunn av død. Dette tilsier at bydelene kan ha forholdsvis lave utgifter knyttet til yngre døde. Det er også mulig at en tidlig død reduserer tiden med pleie og omsorg, slik at bydelenes utgifter faktisk reduseres sett i forhold til utgiftene knyttet til yngre som lever.

For det andre kan dødeligheten være korrelert med et mer generelt behov for pleie- og omsorgstjenester blant personer som er *noe mindre pleietrengende*. Det generelle behovet for pleie- og omsorgstjenester øker jo eldre folk blir, og i regresjonsanalysene fanges veksten i det generell behovet i hovedsak opp ved at de eldre er fordel på alder.

Generelt dårlig helse og høy dødelighet blant forholdsvis unge eldre, kan påvirke behovet for institusjonstjenester ut over det som fanges opp av variasjon i alderssammensetning. På den ene side vil dårlig helse blant de eldre øke behovet for pleie- og omsorgstjenester generelt sett, og institusjonstjenester mer spesielt. På den annen side kan det tenkes at høy dødelighet reduserer behovet for institusjonstjenester fordi forholdsvis mange dør før de opplever de mer kroniske plagene som karakteriserer mange institusjonsbeboere. Dersom forholdsvis mange unge eldre for eksempel dør av hjerte og karsykdommer eller kreft og lignende mer akutte sykdommer, vil relativt få personer bli så gamle at de får de typiske sykdommene og plagene som kjennetegnes institusjonsbeboerne.

Dødelighet i Oslo kommunes kostnadsnøkkel for pleie og omsorg

I Oslo kommunes kriteriesystem for pleie og omsorg antas det at økt dødelighet medfører et økt utgiftsbehov, og vice versa. Kriteriene Antall personer 67-79 år justert * Dødelighetsindeks og Antall personer 80 år og over * Dødelighetsindeks inngår for å fange opp en antatt positiv sammenheng mellom bydelenes utgiftsbehov og dødeligheten til personer 67-79 år og 80 år og over.

Oslo kommune benytter med andre ord en *dødelighetsindeks* for å fange opp en mulig positiv sammenheng mellom utgiftsbehov til eldreomsorg og variasjon i dødelighet mellom bydelene. Dødelighetsindeksen er beregnet som et gjennomsnitt over flere år for aldersgruppen 50-74 år, og denne indeksen benyttes for å anslå bydelsvise forskjeller i dødelighet til aldersgruppene 67-79 år og 80 år og over.⁵⁸ Det er imidlertid forholdsvis beskjeden korrelasjon mellom dødelighetsratene til innbyggere 50-74 år og dødelighetene til personer 67-79 år, og svært liten korrelasjon mellom dødelighetsratene til innbyggere 50-74 år og dødelighetene til innbyggere 80 år og over.

Det er vanskelig å tolke innholdet i disse kriteriene. Det hadde derfor vært mer informativt om Oslo kommune hadde beregnet et normert antall døde i hver bydel som produktet av den gjennomsnittlige dødelighetsraten til personer 50-74 år over flere år i hver bydel og antall innbyggere justert 67-79 år og 80 år og over.

Oslo kommunes dødelighetsindeks

Dødelighetsindeksen gjelder innbyggere 50-74 år og ikke de to eldste aldersgruppene. Dette skyldes et ønske om å unngå feil fordi bydelene kjøper institusjonsplasser fra hverandre. De fleste institusjonsbeboerne registreres som bosatt i den bydelen der institusjonene er lokalisert, ikke som bosatt i de bydelene som kjøper plasser. Dette medfører at både innbyggere og døde blir registrert i "feil" bydel sett i forhold til hvilke bydeler som har finansieringsansvaret.

Det er to hovedproblemer med Oslo kommunes forsøk på å fange opp et *eventuelt* merutgiftsbehov knyttet til variasjon i dødelighet blant eldre innbyggere, se også avsnitt 8.3.2 og Tabell 8.5. For det første avtar forskjellene i dødelighet mellom bydelene med innbyggernes alder. Derfor kan variasjon i en eventuell merutgift knyttet til døde eldre overdrives fordi den bydelsvise variasjonen i dødelighet er langt mindre for gamle eldre enn i aldersgruppen 50-74 år. For det andre er det liten korrelasjon mellom dødeligheten til personer 50-74 år og dødeligheten til personer 80 og over; korrelasjonskoeffisienten er lik 0,184. Det er svært liten korrelasjon mellom døde per innbygger 50-74 år og antall døde per innbygger 90 år og over; korrelasjonskoeffisienten er lik 0,090.

I tillegg er det ikke sikkert at effekten av dødelighet er den samme i alle aldersgrupper, og ett formål med regresjonsanalysene er å

⁵⁸ Dødelighetsindeksen er lik forholdet mellom den gjennomsnittlige dødsraten til personer 50-74 år over flere år i hver bydel og den gjennomsnittlige dødsraten til denne aldersgruppen i Oslo kommune.

analysere om effekten av dødelighet er forskjellig for yngre eldre og gamle eldre.

Korreksjon av antall døde i bydelene – et alternativ

Regresjonsanalysene i avsnitt 8.2 viser følgende: En økning i netto antall innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler reduserer helt sikker den registrerte dødelighetsraten til personer 80-89 år. Den registrerte dødelighetsraten til personer 90 år og over påvirkes trolig ikke i nevneverdig grad fordi den gjennomsnittlige dødsraten er svært høy. Men både antallet døde 80-89 år og 90 år og over reduseres når netto antall innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler er større enn null, og øker når netto antall innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler er mindre enn null. Analysene viser også at netto antall innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler høyst sannsynlig ikke påvirker den registrerte dødelighetsraten til innbyggere 67-79 år.

Analysene i avsnitt 8.2 indikerer at dødelighetsraten til netto antall innbyggere 80 år og over i "feil" bydel kan være rundt 25-30 prosent, og det er trolig ingen vesentlig forskjell mellom aldersgruppene 80-89 år og 90 år og over. Ut fra disse analysene kan man beregne "antall døde korrigert" som vist i avsnitt 8.3.3. Det korrigerte antall døde 80-89 år i en bydel er lik det registrerte antall døde pluss 25 prosent av netto antall innbyggere i pleieinstitusjoner i andre bydeler. På samme måte beregnes det korrigerte antall døde 90 år og over. Dødelighetsratene til personer 90 år og over påvirkes i liten grad når antall korrigerte døde normeres i forhold til antall innbyggere justert fordi dødelighetsraten til innbyggere 90 år og over er om lag 25 prosent, med visse variasjoner mellom bydelene.

Det er det ingen grunn til å korrigere det registrerte antall døde 67-79 år i hver bydel. Likeledes er det ingen grunn for Oslo kommune å benytte den registrerte dødeligheten til innbyggere 50-74 år for å beregne en "normert" variasjon i antall døde i denne aldersgruppen.

I regresjonene testes ikke betydningen av det registrerte antall døde 80 år og over fordi disse tallene helt sikkert ikke er i samsvar med det justerte antall eldre innbyggere i bydelene.

Mulige direkte og indirekte virkningen av dødelighet/antall døde

I det følgende vises det hvordan mulige effekter av variasjon i dødeligheten mellom bydelene analyseres i regresjonsmodellene. I analysene benyttes det faktiske antall døde 67-79 år og det korrigerte antall døde 80-89 år og 90 år og over. Men her deles de døde inn i to aldersgrupper for å få frem det prinsipielle i saken.

Antall eldre fordelt på aldersklasser fanger opp hvordan det generelle behovet for pleie- og omsorgstjenester øker med innbyggernes alder. Høy dødelighet blant yngre eldre betyr at det blir relativt færre gamle eldre, og de eldres gjennomsnittsalder reduseres. Dersom høy dødelighet blant yngre eldre skal øke utgiftsbehovet YB , må utgiftsbehovet per innbygger 67-79 år være høyere i bydeler med høy dødelighet og forholdsvis få gamle eldre, enn utgiftsbehovet per innbygger 67-79 år i bydeler med lav dødelighet – og derfor relativt mange gamle eldre. En mulig sammenheng fremstilles formelt i ligning (9.1).

Koeffisientene a_1 viser det gjennomsnittlige ressursbehovet per yngre eldre FEY uavhengig av dødelighet, mens koeffisienten m_1 er en funksjon av dødeligheten blant yngre eldre og det forventes at bydeler med høy dødelighet har et høyere ressursbehov per yngre eldre enn bydeler der dødeligheten er lav. Tilsvarende viser koeffisientene a_2 det gjennomsnittlige ressursbehovet per gamle eldre FEG uavhengig av dødelighet, mens koeffisienten m_2 er en funksjon av dødeligheten blant gamle eldre og det forventes at bydeler med høy dødelighet har et høyere ressursbehov per gamle eldre enn bydeler der dødeligheten er lav. Det kan også tenkes at omfanget av svært ressurskrevende yngre eldre og gamle eldre varierer direkte med antall yngre døde DEY og antall eldre døde DEG . Dette fanges opp ved å innføre antall døde yngre eldre og døde gamle eldre som eksplisitte og additive forklaringsvariabler.

$$(9.1) \quad \begin{aligned} YB = & \left[a_1 + m_1 (DEY / FEY) \right] \cdot FEY \\ & + \left[a_2 + m_2 (DEG / FEG) \right] \cdot FEG \\ & + b_1 \cdot DEY + b_2 \cdot DEG + \dots \end{aligned}$$

Dersom variasjonen i det generelle merutgiftsbehovet på grunn av dødelighet er proporsjonal med variasjonen i dødeligheten, er

$$m_1 = e_1 \cdot \frac{DEY}{FEY} \quad m_2 = e_2 \cdot \frac{DEG}{FEG}$$

koeffisientene m_1 og m_2 proporsjonale med dødelighetsraten til henholdsvis yngre og gamle eldre.

Med andre ord kan modellen i (9.1) skrives som

$$(9.2) \quad \begin{aligned} YB = & a_1 \cdot FEY + a_2 \cdot FEG \\ & + (e_1 + b_1) \cdot DEY + (e_2 + b_2) \cdot DEG + \dots \end{aligned}$$

Det vil si at man i en regresjon tester direkte om antall døde (per innbygger) har en signifikant betydning for den observerte utgifts-variasjonen (per innbygger).⁵⁹ Et alternativ er å anta at det kun er blant yngre eldre eller gamle eldre at variasjon i dødelighet har betydning for ressursbehovet. Dette må testes eksplisitt i en regresjon.

9.2.4 Pleiebehov og sosial ulikhet

I de først kapitlene i denne rapporten er det påvist klare sammenhenger mellom helseproblemer og behovet for pleie og omsorg og sosiale forskjeller. I regresjonsanalysene testes betydningen av forskjeller i utdanningsnivå, variasjon i personers som bor i boliger med dårlig tilgjengelighet og dårlig sanitær standard, samt personer med uføretrygd. Det kan tenkes andre sosioøkonomiske variabler som påvirker behovet for pleie- og omsorgstjenester, men rammene for prosjektet har satt klare grenser for omfanget av analysene.

1. Pleiebehov og utdanningsnivå

Oslo kommune benytter en *lavutdanningsindeks* spesifisert for aldersgruppen 67 år og over for å fange opp et antatt merutgiftsbehov knyttet til lav utdanning/lav sosial status. Indeksen beregnes som forholdet mellom andelen eldre 67 år og over med grunnskoleopplæring som høyeste utdanning i bydelene og gjennomsnittet for Oslo kommune.

Vi er benytter også utdanning som indikator for ulik ”sosial status” eller ”sosiale skillelinjer” mellom innbyggerne i de ulike bydelene. Et alternativ eller tillegg ville vært å benytte tall for innbyggernes inntektsnivå. Variabelen antall innbyggere 67 år og over multiplisert med lavutdanningsindeksen målt per innbygger, har med stor sannsynlighet en positiv effekt på bydelenes utgifter til eldreomsorg.

Imidlertid er vi generelt litt skeptisk til å benytte indekser i analysene fordi det erfaringsmessig kan oppstå problemer med kollinearitet – selv om det trolig ikke nødvendigvis er et problem – og fordi det kan være vanskelig å tolke verdien til estimatet. Dessuten kan effekten av utdanning være forskjellig for yngre eldre og gamle eldre, og dette testes eksplisitt i analysene. Vi velger å fokusere på antall eldre med grunnskole som høyeste utdanning spesifisert på alder; alternativt benyttes antall eldre med høyskoleutdanning spesifisert på alder.

⁵⁹ Til sammenligning inngår et multiplum av antall eldre fordelt på alder og en dødelighetsindeks som kriterier i Oslo kommunes kostnadsnøkkel for pleie og omsorg.

2. Pleiebehov, dårlig tilgjengelighet og sanitær standard

Personer i boliger med dårlig tilgjengelighet og personer i boliger med dårlig sanitær standard inngår som kriterier i Oslo kommunes kostnadsnøkkel. Det er i alle fall to mulige grunner til at det er knyttet merutgifter til personer med dårlig tilgjengelighet og dårlige sanitære forhold. For det første blir utførelsen av hjemmetjenester i personenes eget hjem mer tungvint og dermed mer ressurskrevende. For det andre kan terskelen for å flytte disse personene til pleieinstitusjoner bli lavere fordi omfattende pleie og omsorg er umulig i brukernes eget hjem. Dessuten er det først og fremst *lavstatusgrupper* som har dårlige sanitærforhold og dårlig tilgjengelighet, og det er ikke usannsynlig at disse to variablene delvis fanger opp andre merutgiftsbehov knyttet til lav inntekt eller spesielle levekårsproblemer som øker behovet for pleie og omsorgstjenester.

3. Pleiebehov og personer med uføretrygd

Det kan antas at *uførtrygdede* har et spesielt høyt behov for pleie- og omsorgstjenester sett i forhold til andre i samme aldersgruppe. Uføretrygdede har gjennomgående lav utdanning og inntekt slik at variasjon i uføretrygdede også er en variabel som fanger opp variasjon i utgiftsbehovet knyttet til *sosiale skillelinjer* mellom bydelene.

9.2.5 Andre forhold

Ulik bokføringspraksis – yngre og eldre brukere

Oslo kommunes kostnadsnøkkel og regnskaper for pleie- og omsorgssektoren er delt mellom de to funksjonsområdene 3A Tiltak for eldre og 3B Tiltak for yngre funksjonshemmede. Det er grunn til å anta at bokføringspraksis varierer mellom bydelene og enkelte bydeler har markert høyere utgifter til eldre og markert mindre til yngre funksjonshemmede, enn det som følger av kriteriene i kostnadsnøkkel for pleie og omsorg. Dette bokføringsproblemet kan løses ved en grundig gjennomgang av bydelenes regnskaper, men en slik kontroll har ikke vært mulig innenfor prosjektets rammer.

Imidlertid kan man benytte indirekte metoder for å løse eller redusere problemet med ulike bokføring av netto driftsutgifter på funksjonsområdene tiltak for eldre og tiltak for yngre funksjonshemmede. For det første kan man estimere sammenhengen mellom netto driftsutgifter i alt til pleie og omsorg og alle forklaringsvariabler som kan tenkes å påvirke bydelenes utgifter både til Tiltak for eldre og Tiltak for yngre funksjonshemmede. For det andre kan man estimere sammenhengen mellom bokførte netto driftsutgifter til Tiltak for eldre

og alle faktorer som kan tenkes å påvirke bydelenes utgifter på dette området, samtidig som det "korrigeres" for bydelens bokførte utgifter til yngre funksjonshemmede.

I de analysene som presenteres her, korrigeres det for mulige forskjeller i bydelenes bokføringspraksis når det gjelder utgifter til eldreomsorg og yngre funksjonshemmede og variabelen *Korreksjon utgifter til yngre* er definert som følger: Variabelen viser avviket mellom bokførte korrigerede netto driftsutgifter til yngre funksjonshemmede og det utgiftsnivået som følger av kriteriene og vektene i kostnadsnøkkelen. Disse avvikene summeres til null over alle bydeler. Det antas at store positive eller negative avvik mellom bokførte og "normerte" driftsutgifter kan skyldes ulik bokføringspraksis, og derfor testes det om denne korreksjonsvariabelen har en signifikant betydning for observerte forskjeller i netto driftsutgifter til eldreomsorg. Denne variabelen er deflatert på samme måte som netto driftsutgifter.

Inntektenes betydning

Inntektsvariasjon forklarer mye av variasjonen i kommunes utgifter til ulike formål, som naturlig er, ettersom totale utgifter må summeres til totale inntekter over tid. Også i analyser av variasjon i bydelenes utgifter til pleie og omsorg, er det ideelt sett ønskelig å ta hensyn til inntektsforskjeller. Det sentrale spørsmålet er: har en bydel høye/lave utgifter til pleie og omsorg fordi behovet er høyt/lavt, eller er utgiftsnivået høyt/lavt fordi bydelen har høye/lave inntekter?

Det er imidlertid ikke åpenbart hvordan man bør analysere virkningen av inntektsforskjeller. For det første kan det være problematisk å tallfeste den "reelle" inntektsforskjellen mellom bydelene. Det kan være ulike bindinger knyttet til de ulike inntektene slik at høye totale inntekter delvis kan gjenspeile bindinger som øker utgiftsnivået uten at bydelene kan kontrollere dette. Det er med andre ord problematisk å definere hvilke inntekter bydelene kan benytte "fritt" til ulike formål og hvilke inntekter som i realiteten er bundet til spesielle oppgaver. For det andre utgjør bydelenes utgifter til pleie og omsorg en høy andel av de totale utgifter/inntekter, uansett hvordan disse defineres. Det er derfor mulig at det meste av utgiftsvariasjonen kan forklares ved en tilsvarende inntektsvariasjon. Det vil si at vi ikke får estimert de parametrene vi er interessert i. Men det er også mulig at inntektsvariasjon forklarer svært lite av utgiftsvariasjonen.

I dette prosjektet analyseres betydningen av inntektsforskjeller ved å benytte de totale inntektene bydelene mottar gjennom kriteriesystemet til ulike formål.

9.3 Netto driftsutgifter– utgangspunkt

I det følgende gis det en forholdsvis grundig gjennomgang av ulike regresjonsanalyser der formålet er å analysere hvilke faktorer som sannsynligvis har spesielt stor betydning for bydelenes utgifter til eldreomsorg. *Hensikten med den detaljerte gjennomgangen er hovedsakelig å få frem at det er til dels kompliserte sammenhenger mellom utgiftsnivå og variabler som kan tenkes på skape utgiftsforskjeller mellom bydelene.* Den grundige gjennomgangen og drøftingen sammenfattes i avsnitt 9.5, der det presenteres regresjonene som etter vår oppfatning gir et godt bilde av sentrale sammenhenger mellom bydelenes utgifter til eldreomsorg, variasjon i dødelighet og sosiale skillelinjer mellom bydelene. I avsnitt 9.6 gis en endelig oppsummering og hovedkonklusjonene presenteres.

9.3.1 Generelt om analysene

Den avhengige variabelen er netto driftsutgifter korrigert til funksjonsområde IIIa Tiltak for eldre, det vil si at bokførte netto driftsutgifter er fratrukket særskilte bevilgninger til tiltak for eldre i bydelene, til sammen 40,2 millioner i 2001 og 39,8 millioner kroner i 2002. Utgiftene i 2002 er deflatert med Teknisk beregningsutvalgs deflator som viser en prisvekst på 4,2 prosent fra foregående år.

De estimerte koeffisientene har følgende tolkning: Utgiftene er målt i tusen kroner, slik at *estimatene viser hvor mange tusen kroner som er knyttet til hver forklaringsvariabel.* For eksempel er estimatet for personer 80-89 år lik 39,513 i regresjon E1 og dette betyr at i denne regresjonen er den estimerte gjennomsnittsutgiften knyttet til denne aldersgruppen lik 39.513 kroner, sett bort fra alle andre forhold. Estimaten er gjengitt med tre desimaler for å lette tolkningen.

P-verdien til et estimat viser sannsynligheten for at estimatet er lik null i en dobbeltsidig test. En liten p-verdi viser derfor at estimatet med stor sannsynligvis er forskjellig fra null, mens en høy p-verdi viser at det er stor sannsynlighet for at estimatet er lik null (eller ikke forskjellig fra null). En lav p-verdi viser med andre ord at estimatet er svært ”sikkert” eller ”signifikant” forskjellig fra null.

Med begrepene Normert antall døde 67-79 år og Normert antall døde 80 år og over, menes her antall innbyggere justert i de to aldersgruppene multiplisert med dødelighetsindeksen for innbyggere 50-74 år. Med Normert andel døde 67-79 år og Normert andel døde 80 år og over, menes det normerte antall døde i de to aldersgruppene

dividert med det totale antall innbyggere i hver bydel. Dette gjøres for å lette språkbruken.

I de fleste regresjonene inngår *dummyvariabler* for enkelte bydeler. Hensikten er å korrigere for ekstremobservasjoner, som blant annet kan skyldes ulik praksis når det gjelder hvor utgifter til eldreomsorg og tiltak for yngre funksjonshemmede føres i bydelenes regnskaper. Benevnningen er som for de andre variablene tusen kroner.

Regresjonene estimeres *uten konstantledd* fordi konstantleddet ikke har noen naturlig tolkning sett i forhold til kriteriene i kostnadsnøkkelen for pleie og omsorg. I praksis medfører dette at den *justerte multiple korrelasjonskoeffisient* blir høyere enn om regresjonene var blitt estimert med konstantledd, men avvikene er forholdsvis beskjedne.

9.3.2 Regresjoner

Regresjon E1 og E2 Tabell 9.2 viser resultatene fra estimering av tre ulike regresjoner betegnet E1, E2 og E3. Regresjon E1 og E2 inneholder de samme forklaringsvariablene som Oslo kommunes kostnadsnøkkel for pleie og omsorg, funksjonsområde Tiltak for eldre, og alle variabler er under estimeringen normert i forhold til antall innbyggere i alt, der innbyggere 67 år og over er lik innbyggere justert. Hensikten med regresjon E1 og E2 er dels å ha et referansepunkt for senere analyser, og dels å se hvor godt Oslo kommunes vekter og kriterier treffer i forhold til bydelenes bokførte netto driftsutgifter til eldreomsorg.

Forskjellen mellom regresjon E1 og regresjon E2 er at det i sistnevnte regresjon inngår en variabel der hensikten er å korrigere for unormalt høye eller lave bokførte driftsutgifter til funksjonsområde IIIb Yngre funksjonshemmede. Variabelen *Korreksjon utgifter til yngre* er definert som følger: Variabelen viser avviket mellom bokførte korrigerte netto driftsutgifter til yngre funksjonshemmede og det utgiftsnivået som følger av kriteriene og vektene i kostnadsnøkkelen. Disse avvikene summeres til null over alle bydeler. Det antas at svært store positive eller negative avvik mellom bokførte og ”normerte” driftsutgifter kan skyldes ulik bokføringspraksis, og derfor testes det om denne korreksjonsvariabelen har en signifikant betydning for observerte forskjeller i netto driftsutgifter til eldreomsorg. Denne variabelen er deflatert på samme måte som netto driftsutgifter.

Tabell 9.2 *Estimeringsresultater. Avhengig variabel er netto driftsutgifter korrigert til funksjonsområde Tiltak for eldre i Oslos bydeler. Paneldata for 2001-2002.*

Forklaringsvariabel	E1		E2		E3	
	Estimat	P-verdi	Estimat	P-verdi	Estimat	P-verdi
Personer 67-79 år justert	0,067	0,997	3,292	0,877	5,397	0,224
Personer 80-89 år justert	39,513	0,501	41,643	0,479	36,142	0,010
Personer 90 år og over justert	242,587	0,003	235,461	0,004	233,765	0,000
Ikke-gifte personer 67-79 år justert	-36,424	0,407	-10,821	0,831		
Ikke-gifte personer 80-89 år justert	11,830	0,893	-8,226	0,927		
Personer 67-79 år justert * Dødeligh.indeks	23,214	0,341	8,333	0,769		
Personer 80+ år justert * Dødelighetsindeks	-2,591	0,929	3,569	0,905		
Personer 67+ år justert * Lavutd.indeks	9,077	0,024	10,343	0,015	11,564	0,000
Personer 70+ år med dårlig saniterstandard	19,937	0,660	29,721	0,522	45,400	0,049
Personer 80+ år med dårlig tilgjengelighet	11,991	0,506	9,780	0,590	7,749	0,619
Uføretrygdede 18-66 år	22,324	0,000	21,710	0,000	21,938	0,000
Korreksjon utgifter til yngre			-0,223	0,316	-0,261	0,135
Konstantledd						
Justert R^2		0,995		0,995		0,996

Alle variabler er normert i forhold til antall innbyggere i alt. Regresjonene er estimert uten konstantledd og R^2 er ikke sammenlignbar med regresjoner der et konstantledd inngår.

Den justerte multiple korrelasjonskoeffisienten er svært høy, 0,995 i regresjon E1 og E2.⁶⁰ Men i disse to regresjonene er de aller fleste forklaringsvariablene ikke signifikant forskjellig fra null og flere av variablene har negativt fortegn i kontrast til det som kan forventes. Problemet er blant annet kollinearitet, og dette behandles mer inngående nedenfor.

Regresjon E1 og E2 – kollinearitet og partiell korrelasjon

Hovedproblemet er trolig kollinearitet, eller multikollinearitet som det også betegnes. Det vil si at det er så høy korrelasjon mellom to eller flere forklaringsvariabler at det ikke er mulig å skille ut den separate effekten av hver enkelt variabel. Tabell 9.3 og Tabell 9.4 illustrerer

⁶⁰ Regresjonene estimeres *uten konstantledd* fordi konstantleddet ikke har noen naturlig tolkning sett i forhold til kriteriene i kostnadsnøkkelen for pleie og omsorg. I praksis medfører dette at den justerte multiple korrelasjonskoeffisient blir høyere enn om regresjonene var blitt estimert med konstantledd, men det er forholdsvis små avvik. Den justerte multiple korrelasjonskoeffisienten er lik 0,942 når de samme modellene estimeres med konstantledd.

problemet, eksemplifisert med regresjon E2. Diagonalen gjengir det som kalles *VIF* eller *Variance Inflation Factor*. *VIF* er en mye brukt indikator på at det kan være problemer med kollinearitet, og de høye verdiene, jevnfør diagonalen, er en indikasjon på at er problemer med kollinearitet i regresjonen. Det finnes imidlertid ingen kritisk verdi som sier at kollinearitet er til stede.

Halvdelen over diagonalen viser den *partielle korrelasjonen* mellom de ulike forklaringsvariablene i regresjon E2, mens halvdelen under diagonalen viser den enkle eller simple korrelasjonen mellom forklaringsvariablene. Den partielle korrelasjon er lik korrelasjonen mellom to forklaringsvariabler når det tas hensyn til den simultane korrelasjonen mellom alle forklaringsvariabler, eller korrelasjonen mellom to variabler når det "kontrolleres" for den innflytelse alle andre variabler har på de to variablene. Dersom den partielle korrelasjonen er svært høy mellom to variabler eller flere par av variabler, er det en indikasjon på et mulig problem med kollinearitet.

Tabell 9.3 *Partiell og enkel korrelasjon og VIF i regresjon E2.*

	Personer 67-79 justert	Personer 80-89 juster	Personer 90+ juster	Enslige 67-79 år justert	Enslige 80-89 år justert	Personer 67-79 år justert *	Dødelighets indeks
Personer 67-79 justert	95,879	0,727	0,365	0,258	-0,464		0,620
Personer 80-89 juster	0,620	211,821	-0,528	-0,392	0,881		-0,271
Personer 90+ juster	0,033	0,693	14,495	-0,173	0,561		-0,123
Enslige 67-79 år justert	0,862	0,779	0,324	104,805	0,600		0,560
Enslige 80-89 år justert	0,483	0,963	0,789	0,761	257,211		-0,079
Personer 67-79 år justert *							
Dødelighetsindeks	0,834	0,620	0,148	0,949	0,610		166,458
Personer 80+ år justert *							
Dødelighetsindeks	0,219	0,763	0,763	0,621	0,885		0,568
Personer 67+ år justert *							
Lavutdanningsindeks	0,592	0,486	0,054	0,801	0,531		0,897
Personer 70+ år med dårlig sanitærstandard	-0,064	0,449	0,683	0,292	0,599		0,312
Personer 80+ år med dårlig tilgjengelighet	-0,044	0,625	0,823	0,349	0,767		0,225
Uføretrygdede 18-66 år	-0,043	-0,296	-0,361	0,161	-0,156		0,334
Korreksjon utgifter til yngre	0,247	0,244	0,076	0,257	0,199		0,152

Kilde: Egne beregninger

De høye verdiene for *VIF* viser at det sannsynligvis er et problem med kollinearitet i denne regresjonen. En annen indikasjon er at den *partielle korrelasjonen* mellom flere forklaringsvariabler er svært høy og i Tabell 9.3 og Tabell 9.4 er par av forklaringsvariabler med høy negativ eller positiv partiell korrelasjon merket med fet skrift.

Det er for eksempel meget høy positiv partiell korrelasjon (0,881) mellom andelen personer 80-89 år og andelen ikke-gifte)personer i samme aldersgruppe. Dette betyr at det i praksis er nesten umulig å skille effekten av de to forklaringsvariablene fra hverandre, selv om dette er ønskelig fordi enslige jevnt over har et høyere ressursbehov enn folk som bor sammen med noen. Men *den høye partielle korrelasjonen kan også være en indikasjon på at det faktisk er forholdsvis liten variasjon mellom bydelene i utgiftsbehovet knyttet til enslige innbyggere 80-89 år når det korrigeres for andre forhold.*

Den enkle eller simple korrelasjonskoeffisienten mellom antall ikke-gifte 80-89 år per innbygger og antall innbyggere 80-89 år per innbygger er lik 0,963. Andelen ikke-gifte personer 80-89 år varierte fra 55 prosent i den bydelen med lavest andel og 63 prosent i den bydelen med nest laves andel, til 82 prosent i den bydelen med nest høyest andel og til 86 prosent i den bydelen med høyest andel ikke-gifte personer 80-89 år i 2002.

Men samtidig er ektefellens død en viktig grunn til at det blir flere ikke-gifte jo eldre folk blir. Effekten av enslige fanges derfor delvis opp av den normerte andel døde, og vice versa. Den partielle korrelasjonskoeffisienten mellom andelen enslige 67-79 år og andelen normert døde i samme aldersgruppe er lik 0,560.

Tabell 9.4 *Partiell og enkel korrelasjon og VIF i regresjon E2.*

	Personer 80+ år justert *	Personer 67+ år justert *	Personer 70+ år med dårlig sanitærstand ard	Personer 80+ år med dårlig tilgjengeligh et	Uføretrygde de 18-66 år	Korreksjon utgifter til yngre
Personer 67-79 justert	-0,749	-0,225	0,300	0,187	0,081	0,142
Personer 80-89 justert	0,508	0,081	-0,376	-0,377	-0,525	0,105
Personer 90+ justert	0,334	-0,341	-0,094	0,011	-0,261	-0,031
Enslige 67-79 år justert	0,012	-0,394	-0,463	0,115	0,035	0,497
Enslige 80-89 år justert	-0,134	0,118	0,245	0,304	0,395	-0,260
Personer 67-79 år justert *						
Dødelighetsindeks	0,570	0,642	0,166	-0,331	-0,083	-0,503
Personer 80+ år justert *						
Dødelighetsindeks	96,286	-0,076	0,600	0,292	0,226	0,176
Personer 67+ år justert *						
Lavutdanningsindeks	0,594	21,228	-0,272	0,354	0,286	0,257
Personer 70+ år med dårlig sanitærstandard	0,849	0,338	12,028	-0,051	-0,224	0,228
Personer 80+ år med dårlig tilgjengelighet	0,842	0,292	0,728	8,492	-0,371	-0,059
Uføretrygdede 18-66 år	0,094	0,551	0,065	-0,100	7,058	0,077
Korreksjon utgifter til yngre	0,109	0,108	0,021	0,074	-0,061	1,654

Kilde: Egne beregninger

Det er også høy positiv partiell korrelasjon (0,600) mellom andelen enslige 80-89 år og andelen enslige personer 67-79 år. Dette kan være en forklaring på at det er stor usikkerhet knyttet til estimatene til ikke-gifte 67-79 år og ikke-gifte personer 80-89 år, både i regresjon E1 og E2; begge estimater er dessuten negative i regresjon E2, mens estimatet til ikke-gifte 80-89 år skifter fortegn til positiv i regresjon E1 – det vil si når korreksjonen for utgifter til yngre funksjonshemmede ikke inngår som forklaringsvariabel.

Det er meget høy positiv partiell korrelasjon mellom andelen innbyggere 67-79 år justert og andelen innbyggere 80-89 år justert. Tilsvarende er det høy positiv partiell korrelasjon mellom andelen innbyggere 67-79 år justert og andelen normerte døde 67-79 år, det vil si produktet av antall innbyggere 67-79 år og dødelighetsindeksen (målt per innbygger i alt). På den annen side er det svært høy negativ partiell korrelasjon mellom andelen innbyggere 67-79 år og normert andel døde 80-89 år, det vil si produktet av antall innbyggere 80-89 år og dødelighetsindeksen (målt per innbygger i alt).

For øvrig er det høy partiell korrelasjon mellom andelen normerte døde 67-79 år og andelen personer med lavutdanning, og andelen normerte døde 80 år og over og andelen innbyggere med dårlig sanitærstandard.

Regresjon E3 – enslige og dødelighetsindeksen er hovedproblemet

Ett viktig problem med regresjon E1 og E2 er trolig at ”alt for mye” avhenger av antall eldre innbyggere justert fordelt på alder. Poenget illustreres i ligning (9.3), der det antas at netto utgifter til pleie og omsorg Y_r i hver bydel r avhenger av en del faktorer oppsummert i variabelen X_r pluss: antall innbyggere justert FJ_r , antall enslige innbyggere justert – som per definisjon er lik produktet av andelen enslige AE_r og antall innbyggere justert – samt produktet av dødelighetsindeksen DI_r og antall innbyggere justert. De eldre spesifiseres ikke på alder fordi dette ikke angår det prinsipielle i saken. Ligningen illustrerer at det i praksis kan være tilnærmet umulig å skille ut den isolerte effekten av hver forklaringsvariabel hvis verdier er intimt knytte til antall innbyggere justert.

$$(9.3) \quad \begin{aligned} Y_r &= a_1 \cdot X_r + a_2 \cdot FJ_r + a_3 \cdot AE_r \cdot FJ_r + a_4 \cdot DI_r \cdot FJ_r \\ &= a_1 \cdot X_r + (a_2 + a_3 \cdot AE_r + a_4 \cdot DI_r) \cdot FJ_r \end{aligned}$$

Problemene med kollinearitet forsvinner ikke om antall enslige fordelt på alder utelates som forklaringsvariabler, mens det normerte antall døde er med. Heller ikke når det normerte antall døde utelates fra

regresjonen, mens antall enslige er med, løses problemet med kollinearitet. *Det er kun når både enslige og det normerte antall døde utelates som forklaringsvariabler, at regresjonen blir tillitsvekkende.* Resultatene er gjengitt som regresjon E3 i tabell 9.2.

Tabell 9.5 *Partiell og enkel korrelasjon og VIF i regresjon E3.*

	Personer 67-79 justert	Personer 80-89 juster	Personer 90+ juster	Personer 67+ år justert * Lavutdan- ningsinde- ks	Personer 70+ år med dårlig sanitærsta- ndard	Personer 80+ år med dårlig tilgjengeli- ghet	Uføretryg- dede 18- 66 år	Korreksjo- n utgifter til yngre
Personer 67-79 justert	5,609	0,455	0,082	0,504	-0,242	-0,564	-0,259	0,123
Personer 80-89 juster	0,620	10,064	0,525	0,428	-0,156	0,209	-0,480	0,154
Personer 90+ juster	0,033	0,693	8,033	-0,543	0,477	0,496	0,214	-0,135
Personer 67+ år justert *								
Lavutdanningsindeks	0,592	0,486	0,054	9,071	0,395	0,413	0,780	-0,165
Personer 70+ år med dårlig sanitærstandard	-0,064	0,449	0,683	0,338	3,069	0,030	-0,105	0,046
Personer 80+ år med dårlig tilgjengelighet	-0,044	0,625	0,823	0,292	0,728	6,111	-0,138	0,086
Uføretrygdede 18-66 år	-0,043	-0,296	-0,361	0,551	0,065	-0,100	4,217	0,119
Korreksjon utgifter til yngre	0,247	0,244	0,076	0,108	0,021	0,074	-0,061	1,116

Kilde: Egne beregninger

Regresjon E3 ”forklarer” mer av den observerte forskjellen i netto driftsutgifter per innbygger til eldreomsorg enn de to første regresjonene – ettersom den justerte multiple korrelasjonskoeffisienten er marginalt høyere, 0,996. Dette vises først og fremst ved at estimatene gjennomgående er langt mer sikre, i den betydning at p-verdiene er langt lavere. Forholdet mellom estimatene for antall innbyggere fordelt på alder er også mer ”sannsynlige” enn i de to første regresjonene.

En viktig konklusjon er at Oslo kommune ikke nødvendigvis treffer bedre med sin kostnadsnøkkel ved å ta hensyn til faktorer som skaper forskjeller i utgiftsbehov mellom *individer* når forskjeller i utgiftsbehov mellom *bydeler* skal bestemmes. Grunnen er delvis at den *enkle* korrelasjonen mellom ulike kriterier kan være høy. Men vel så viktig er det at det eksisterer en rekke *simultane sammenhenger* som ikke fanges opp på en enkel måte, jevnfør gjennomgangen av de partielle korrelasjonskoeffisientene.

Tabell 9.5 er tatt med for sammenligningens skyld, og halvdelen over diagonalen viser den partielle korrelasjonen mellom de ulike forklaringsvariablene, mens halvdelen under diagonalen viser den enkle korrelasjonen mellom variablene. Ikke for noen av variablene er

den partielle korrelasjonen veldig høy, selv om den for enkelte variabler er høyere enn 50 prosent. Gjennomgangen illustrerer at *det er spesielle problemer med å fange opp den isolerte betydningen av sivil status og dødelighet*.

9.4 Utgifter, dødelighet og sosial status

9.4.1 Analyser med vekt på døde eldre korrigert

Regresjon E4 – dummy for enkeltkommuner

Regresjon E4 i Tabell 9.6 er identisk med regresjon E3 i Tabell 9.2, med unntak for at det inngår dummyvariabler for enkelte bydeler i 2000 og 2001. Dette gjøres for å redusere problemet med *ekstremobservasjoner*, noe som blant annet kan skyldes ulike bokføringspraksis som ikke fanges opp av variabelen ”Korreksjon utgifter til yngre”. Alle regresjoner i dette notatet er nøye sjekket for mulige problemer med ekstremobservasjoner. Innføring av disse dummyvariablene medfører en liten økning i R^2 -justert. Samtidig viser p-verdiene at det er langt større sannsynlighet enn i de tidligere regresjonene for at estimatene ikke er lik null, det eneste unntaket er variabelen ”Personer 80 år og over med dårlig tilgjengelighet”, som ikke kan sies å være signifikant forskjellig fra null.

Regresjon E5 – antall døde og døde eldre korrigert

Regresjon E5 i Tabell 9.6 er en utvidelse av regresjon E4. Forskjellen er at *det registrerte antall døde 67-79 år samt det korrigerede antall døde 80-89 år og 90 år og over*, inngår som ekstra forklaringsvariabler sett i forhold til førstnevnte regresjon. Hensikten er med andre ord å teste om variasjon i *antall* eldre døde fordelt på alder (målt per innbygger) har en signifikant betydning for bydelenes netto driftsutgifter til eldreomsorg.

Det fremgår at den estimerte effekten for døde 67-79 år er negativ og estimatet er med forholdsvis stor sikkerhet forskjellig fra null ettersom p-verdien er lik 0,037. Det vil si at det er 3,7 prosent sannsynligheten for at estimatet er lik null. Analysen viser at bydelenes utgifter reduseres med drøyt 260.000 kroner per døde innbyggere 67-79 år. Denne analysen støtter med andre ord opp under en hypotese om at forholdsvis yngre eldre dør av andre lidelser enn de som kjennetegner det store flertall av gamle eldre. Det er derfor typisk at en forholdsvis lav andel av innbyggere 67-79 år dør i sykehjem og andre

pleieinstitusjoner, mens det store flertall av gamle eldre dør i pleieinstitusjoner.

Tabell 9.6 *Estimeringsresultater. Avhengig variabel er netto driftsutgifter korrigert til funksjonsområde Tiltak for eldre i Oslos bydeler. Paneldata for 2001-2002.*

Forklaringsvariabel	E4		E5		E6	
	Estimat	P-verdi	Estimat	P-verdi	Estimat	P-verdi
Personer 67-79 år justert	7,216	0,070	15,066	0,004	11,667	0,008
Personer 80-89 år justert	36,352	0,002	14,826	0,357	22,106	0,152
Personer 90 år og over justert	182,256	0,000	164,238	0,002	192,523	0,000
Personer 67+ år justert * Lavutdanningsindeks	10,764	0,000	12,254	0,000	13,175	0,000
Personer 70+ år med dårlig sanitærstandard	83,184	0,000	85,267	0,000	87,551	0,000
Personer 80+ år med dårlig tilgjengelighet	14,333	0,274	16,841	0,191		
Uføretrygdede 18-66 år	21,810	0,000	20,499	0,000	20,585	0,000
Døde 67-79 år			-260,207	0,037	-255,079	0,042
Døde 80-89 år korrigert			159,932	0,196	129,024	0,291
Døde 90 år og over korrigert			137,964	0,365	157,330	0,305
Personer 67-79 år med grunnskole						
Personer 80 år og over med grunnskole						
Personer 67-79 år med høyskole						
Personer 80 år og over med høyskole						
D2000_4	-1,334	0,006	-1,573	0,001	-1,662	0,001
D2000_13	-1,128	0,010	-1,195	0,007	-1,016	0,015
D2001_11	1,195	0,006	1,033	0,017	1,173	0,006
D2001_13	-0,849	0,037	-0,999	0,013	-0,903	0,022
D2001_22	0,915	0,024	1,152	0,009	0,997	0,018
D2001_10						
Korreksjon utgifter til yngre	-0,234	0,082	-0,143	0,288	-0,147	0,280
Justert R²		0,997		0,998		0,998

Alle variabler er normert i forhold til antall innbyggere i alt. Regresjonene er estimert uten konstantledd og R² er ikke sammenlignbar med regresjoner der et konstantledd inngår.

Estimatene for antall døde korrigert 80-89 år og 90 år og over er positive, men i denne regresjonen er det ganske stor sannsynlighet for at estimatene ikke er forskjellig fra null ettersom p-verdiene er lik 0,196 og 0,365. Selv om estimatene er usikre, støtter denne analysen opp under den hypotesen at det i første rekke er gamle eldre som er svært pleietrengende. Derfor er også andelen gamle eldre i pleieinstitusjoner høy og de fleste dør i sykehjem eller aldershjem. Disse personene har mottatt langvarig og svært ressurskrevende pleie og omsorg sett i forhold til det som er gjennomsnittet for eldre brukere av hjemmetjenester – både i pleieboliger og i egen bolig.

Regresjon E6

I regresjon E6 utelates forklaringsvariabelen ”Personer 80 år og over med dårlig tilgjengelighet”. Dette medfører at estimatet knyttet til

personer 80-89 år justert blir noe sikrere. Samtidig øker estimatverdien og forskjellene mellom estimatene til de tre kategoriene innbyggere fordelt på alder, blir mer i tråd med det som kan forventes. For øvrige er det ikke store endringer.

9.4.2 Utgifter og sosiale skillelinjer

Oslo kommune benytter en *lavutdanningsindeks* spesifisert for aldersgruppen 67 år og over for å fange opp et antatt merutgiftsbehov knyttet til lav utdanning/lav sosial status. Indeksen beregnes som forholdet mellom andelen eldre 67 år og over med grunnskoleopplæring som høyeste utdanning i bydelene og gjennomsnittet for Oslo kommune.

Vi er også henvist til å benytte utdanning som indikator for ulik ”sosial status” eller ”sosiale skillelinjer” mellom innbyggerne i de ulike bydelene. Et alternativ eller tillegg ville vært å benytte tall for innbyggernes inntektsnivå. Variabelen antall innbyggere 67 år og over multiplisert med lavutdanningsindeksen målt per innbygger, har med stor sannsynlighet en positiv effekt på bydelenes utgifter til eldreomsorg, jevnfør for eksempel regresjon E4 i Tabell 9.6.

Imidlertid er vi generelt litt skeptisk til å benytte *indekser* i analysene fordi det erfaringsmessig kan oppstå problemer med kollinearitet – selv om det trolig ikke er et problem i regresjon E4 – og fordi det kan være vanskelig å tolke verdien til estimatet. I dette avsnittet rettes oppmerksomheten mot *antall personer* med ulik *utdanningsbakgrunn*. Vi velger å fokusere på antall eldre med grunnskole som høyeste utdanning spesifisert på alder; alternativt benyttes antall eldre med høyskoleutdanning spesifisert på alder.

Analysene tar dessuten hensyn til variasjon i antall *uføretrygdede 18-66 år*, og korrelasjonsanalyser viser at det er nær sammenheng mellom andelen uføretrygdede og andelen innbyggere med grunnskole som høyeste utdanning. Det hadde vært ønskelig å gjennomføre analyser som også tar hensyn til forskjeller i *sivil status*, men dette er ikke mulig på grunn av problemet med kollinearitet.

Regresjon E7

Tabell 9.7 gjengir resultatene fra estimering av tre regresjoner med spesiell fokus på betydningen av variasjon i de eldres utdanningsbakgrunn. I regresjon E7 er Oslo kommunes kriterium ”Personer 67 år og over multiplisert med en lavutdanningsindeks” erstattet med de to alternative forklaringsvariablene *personer 67-79 år og 80 år og over*

med grunnskole som høyeste utdanning. Det er forholdsvis små avvik mellom regresjon E7 og regresjon E4, der antall døde eldre fordelt på alder ikke inngår som forklaringsvariabler. Den største endringen er at estimatet knyttet til personer 80 år og over med dårlig tilgjengelighet blir sikrere og at estimatet til personer 70 år og over med dårlig sanitærstandard øker i verdi til nærmere 100.000 kroner per person.

Dessuten er estimatet til uføretrygdede 18-66 år meget sikkert og verdien viser at *uføretrygdede* i gjennomsnitt medfører et merutgiftsbehov på vel 22.600 kroner per personer. Den estimerte effekten av uføretrygdede er bemerkelsesverdig stabil i alle regresjoner, og dette er en robust variabel når det gjelder å forklare variasjon i bydelenes utgiftsbehov. Dette er også et plausibelt resultat ettersom uføretrygdede må forventes å ha spesielle behov for pleie- og omsorgstjenester sett i forhold til andre i samme aldersgruppe.

Tabell 9.7 *Estimeringsresultater. Avhengig variabel er netto driftsutgifter korrigert til funksjonsområde Tiltak for eldre i Oslos bydel. Paneldata for 2001-2002.*

Forklaringsvariabel	E7		E8		E9	
	Estimat	P-verdi	Estimat	P-verdi	Estimat	P-verdi
Personer 67-79 år justert	9,831	0,128	5,730	0,350	13,309	0,046
Personer 80-89 år justert	28,466	0,093	34,790	0,043	64,066	0,000
Personer 90 år og over justert	177,382	0,000	217,522	0,000	183,205	0,001
Personer 67+ år justert * Lavutdanningsindeks						
Personer 70+ år med dårlig sanitærstandard	97,935	0,000	102,003	0,000	88,366	0,000
Personer 80+ år med dårlig tilgjengelighet	23,839	0,082			18,453	0,251
Uføretrygdede 18-66 år	22,691	0,000	22,803	0,000	28,141	0,000
Døde 67-79 år						
Døde 80-89 år korrigert						
Døde 90 år og over korrigert						
Personer 67-79 år med grunnskole	26,007	0,046	27,013	0,044		
Personer 80 år og over med grunnskole	29,866	0,108	37,165	0,048		
Personer 67-79 år med høyskole					33,118	0,347
Personer 80 år og over med høyskole					-168,855	0,030
D2000_4	-1,377	0,004	-1,528	0,002	-1,199	0,020
D2000_13	-1,169	0,007	-0,960	0,023	-1,166	0,015
D2001_11	1,084	0,010	1,239	0,004	1,158	0,012
D2001_13	-0,779	0,049	-0,659	0,098	-0,881	0,043
D2001_22	0,982	0,014	0,820	0,038	1,243	0,005
D2001_10	1,109	0,015	0,921	0,041	1,126	0,022
Korreksjon utgifter til yngre	-0,202	0,125	-0,191	0,156	-0,099	0,496
Justert R²		0,998		0,997		0,997

Alle variabler er normert i forhold til antall innbyggere i alt. Regresjonene er estimert uten konstantledd og R² er ikke sammenlignbar med regresjoner der et konstantledd inngår.

Regresjon E8 og E9

I regresjon E8 droppes variabelen personer 80 år og over med dårlig tilgjengelighet. Dette medfører at estimatet for personer 80 år og over med grunnskoleutdanning blir langt sikrere; noe som kan tyde på at det først og fremst er lavutdanningsgrupper som bor i boliger med dårlig tilgjengelighet – et ikke urimelig resultat. Imidlertid øker usikkerheten knyttet til estimatet for personer 67-79 år. Det er vanskelig å si hva dette kan skyldes.

Et alternativ til å benytte personer med lav utdanning som indikator for sosiale skillelinjer som også kan medføre variasjon i behovet for pleie- og omsorgstjenester, er å benytte *personer med høyskoleutdanning*. Den estimerte effekten for personer 67-79 år er positiv, men estimatet er svært usikkert. Derimot er estimatet for personer 80 år og over med høyskoleutdanning sterkt negativ, verdien er lik -169.000 kroner per person, og en p-verdi på 0,030 viser at estimatet med stor sannsynlighet er forskjellig fra null. Den justerte multiple korrelasjonskoeffisienten reduseres marginalt, men inspeksjon av restleddene viser at det blir dårligere samsvar mellom bokførte utgifter og det utgiftsnivået som predikeres av regresjonen. Hovedforklaringen er trolig at det er forholdsvis få eldre med høyskoleutdanning slik at tilfeldigheter spiller en større rolle enn for grunnskoleutdannede der det er langt flere personer. Dessuten blir estimatet til personer med dårlig tilgjengelighet lang mindre sikker; igjen en indikasjon på at dette i hovedsak gjelder lavstatusgrupper. Det er også verdt å merkes seg at *utdanningsbakgrunn trolig har mer å si for yngre eldre enn gamle eldre*.

9.4.3 Utgifter til eldreomsorg, døde og sosiale skiller

Analysene i de to foregående avsnittene fokuserer på henholdsvis betydningen av variasjon i dødelighet og sosioøkonomisk status. Tabell 9.8 gjengir resultatene fra estimering av regresjoner der hensikten er å analysere den simultane betydningen av disse to kategoriene forklaringsvariabler.

Regresjon E9

Regresjon E9 danner utgangspunktet for den videre drøftingen. Denne regresjonen inneholder både forklaringsvariablene *antall døde 67-79 år registrert* og *antall døde 80-89 år og 90 år og over korrigert*, samt *antall personer 67-79 år og 80 år og over med grunnskole som høyeste utdanning*. Følgende punkter er sentrale:

Estimatet knyttet til personer 80-89 år er mindre enn estimatet til aldersgruppen 67-79 år, noe som ikke er i tråd med virkeligheten, og det er svært usikkert fordi p-verdien er tilnærmet lik 0,5.

Estimatet til døde 67-79 år er negativt med verdien -246.500 kroner per person og det er rimelig sikkert. Estimatet til døde 80-89 år korrigert er positivt men svært usikkert. Derimot er estimatet til døde 90 år og over langt sikrere, med en p-verdi på 0,147, og verdien er positiv og knapt 250.000 kroner per personer. *Denne analysen indikerer at effekten av variasjon i antall døde, eller dødelighet, er fundamentalt forskjellig for yngre eldre og gamle eldre.*

Tabell 9.8 *Estimeringsresultater. Avhengig variabel er netto driftsutgifter korrigert til funksjonsområde Tiltak for eldre i Oslos bydeler. Paneldata for 2001-2002.*

Forklaringsvariabel	E9		E10		E11	
	Estimat	P-verdi	Estimat	P-verdi	Estimat	P-verdi
Personer 67-79 år justert	15,944	0,026	10,759	0,118	17,268	0,001
Personer 80-89 år justert	14,051	0,499	24,741	0,246	10,323	0,512
Personer 90 år og over justert	138,237	0,011	186,796	0,000	144,456	0,003
<i>Personer 67+ år justert * Lavutdanningsindeks</i>						
Personer 70+ år med dårlig sanitærstandard	105,913	0,000	110,234	0,000	105,115	0,000
Personer 80+ år med dårlig tilgjengelighet	27,105	0,042			26,704	0,040
Uføretrygdede 18-66 år	20,682	0,000	21,155	0,000	20,802	0,000
Døde 67-79 år	-246,505	0,040	-240,145	0,056	-247,552	0,036
Døde 80-89 år korrigert	99,498	0,422	66,943	0,603	108,442	0,359
Døde 90 år og over korrigert	249,338	0,147	233,292	0,195	227,909	0,133
Personer 67-79 år med grunnskole	35,885	0,016	37,059	0,017		
Personer 80 år og over med grunnskole	26,945	0,163	35,486	0,077		
Personer 67 år og over med grunnskole					32,134	0,000
D2000_4	-1,641	0,001	-1,796	0,000	-1,626	0,001
D2000_13	-1,185	0,006	-0,922	0,030	-1,199	0,005
D2001_11	0,947	0,024	1,159	0,007	0,937	0,023
D2001_13	-0,904	0,019	-0,763	0,053	-0,908	0,017
D2001_22	1,112	0,009	0,904	0,035	1,124	0,007
D2001_10	1,230	0,006	1,014	0,024	1,247	0,005
Korreksjon utgifter til yngre	-0,121	0,355	-0,120	0,382	-0,120	0,349
Justert R²		0,998		0,998		0,998

Alle variabler er normert i forhold til antall innbyggere i alt. Regresjonene er estimert uten konstantledd og R² er ikke sammenlignbar med regresjoner der et konstantledd inngår.

Estimatet knyttet til personer 67-79 år med grunnskoleutdanning er lik 35.900 kroner og svært sikkert. På den annen side er estimatet til personer 80 år og over lavere i verdi og markert mer usikkert. *Denne analysen indikerer at effekten av variasjon i utdanningsnivå kan være forskjellig for yngre eldre og gamle eldre.*

Regresjon E10 og E11

Regresjon E10 inneholder de samme forklaringsvariablene som ovenfor, med det unntak at personer 80 år og over med dårlig tilgjengelighet er holdt utenfor. Effekten er at estimatet knyttet til personer 80-89 år blir sikrere; på den annen side blir estimatet for antall døde 80-89 år korrigert mer usikkert. *Denne, og tidligere regresjoner, indikerer at personer med dårlig tilgjengelighet delvis fanger opp effekten av andre variabler, blant annet personer 80-89 år og utdanningsnivå.*

Det er forholdsvis liten forskjell i estimatene til personer 67-79 år og 80 år og over med grunnskoleutdanning. I regresjon E11 innføres forklaringsvariabelen personer 67 år og over med grunnskole som høyeste utdanning i stedet for de to førstnevnte variablene. Estimaten er med stor sannsynlighet større enn null og verdien er ikke langt fra de separate estimatene for grunnskoleutdannede fordelt på alder. Imidlertid er estimatet for personer 80-89 år fremdeles meget usikkert; det samme gjelder for døde 80-89 år korrigert.

9.5 Utgifter, dødelighet og sosial ulikhet

Regresjonene ovenfor er ikke helt tilfredsstillende og de gir ingen entydige og troverdige estimater for effekten av flere sentrale forklaringsvariabler – variabler som vi enten vet har betydning for variasjon i bydelenes utgiftsbehov, eller variabler som med rimelig grad av sikkerhet skaper forskjeller i behovet for pleie- og omsorgstjenester. Et hovedproblem synes å være å fange opp utgiftsbehovet knyttet til aldersgruppen 80-89 år; altså de personene som trolig ligger nærmest gjennomsnittet i ressursbehov.

9.5.1 Aldersgruppen 80-89 står sentralt

Regresjon E12

Tidligere analyser indikerer at det kan være tvilsomt om utdanning har en vesentlig betydning for ressursbehovet til gamle eldre, og *i regresjon E12 utelates variabelen personer 80 år og over med grunnskole som høyeste utdanning*, se Tabell 9.9. Effekten er slående:

- Estimaten til personer 67-79 år er lik 52.000 kroner per person og svært sikkert, i motsetning til tidligere da personer med lav utdanning både ble spesifisert på yngre eldre og gamle eldre.

- Estimatet for personer 80-89 år blir langt sikrere og alle tre estimater knyttet til antall innbyggere som sådan fordelt på alder, er med rimelig høy sannsynlighet forskjellig fra null. Dessuten er den numeriske forskjellen i tråd med det som kan forventes: Den estimerte gjennomsnittsutgiften er lik 9.600 kroner per innbygger 67-79 år, vel 32.000 kroner per innbygger 80-89 år og litt i overkant av 100.000 kroner per innbygger 90 år og over.
- Estimatet knyttet til det registrerte antall døde 67-79 år er sterkt negativ og rimelig sikkert. På den annen side er estimatet knyttet til antall døde 90 år og over sterkt positivt og ganske sikkert. Imidlertid er estimatet knyttet til antall døde 80-89 år korrigert ikke signifikant forskjellig fra null.

Regresjon E13

I regresjon E13 testes virkningen av å utelate antall døde 80-89 år registrert; samtidig inngår både personer 67-79 år og 80 år og over med grunnskole som høyeste utdanning. Også denne regresjonen er langt på vei tilfredsstillende, der estimatene har fortegn i tråd med det som kan forventes og der de fleste estimatene med rimelig grad av sikkerhet er forskjellig fra null.

Tabell 9.9 *Estimeringsresultater. Avhengig variabel er netto driftsutgifter korrigert til funksjonsområde Tiltak for eldre i Oslos bydeler. Paneldata for 2001-2002.*

Forklaringsvariabel	E12		E13		E14	
	Estimat	P-verdi	Estimat	P-verdi	Estimat	P-verdi
Personer 67-79 år justert	9,660	0,077	13,911	0,035	8,717	0,087
Personer 80-89 år justert	32,069	0,059	24,830	0,121	38,209	0,003
Personer 90 år og over justert	100,791	0,031	132,898	0,013	99,877	0,031
Personer 67+ år justert * Lavutdanningsindeks						
Personer 70+ år med dårlig sanitærstandard	110,607	0,000	108,046	0,000	111,738	0,000
Personer 80+ år med dårlig tilgjengelighet	30,986	0,020	25,803	0,049	29,792	0,021
Uføretrygdede 18-66 år	20,536	0,000	20,713	0,000	20,568	0,000
Døde 67-79 år	-222,305	0,063	-229,027	0,050	-211,975	0,069
Døde 80-89 år korrigert	66,627	0,589				
Døde 90 år og over korrigert	338,258	0,040	298,576	0,064	365,810	0,019
Personer 67-79 år med grunnskole	52,230	0,000	39,562	0,005	53,563	0,000
Personer 80 år og over med grunnskole			24,050	0,202		
Personer 67 år og over med grunnskole						
D2000_4	-1,682	0,001	-1,628	0,001	-1,670	0,001
D2000_13	-1,141	0,009	-1,092	0,008	-1,080	0,009
D2001_11	0,992	0,020	1,041	0,010	1,054	0,010
D2001_13	-0,881	0,024	-0,879	0,021	-0,865	0,024
D2001_22	1,068	0,013	0,983	0,012	0,982	0,012
D2001_10	1,157	0,010	1,257	0,005	1,182	0,008
Korreksjon utgifter til yngre	-0,126	0,340	-0,149	0,234	-0,145	0,250
Justert R²		0,998		0,998		0,998

Alle variabler er normert i forhold til antall innbyggere i alt. Regresjonene er estimert uten konstantledd og R² er ikke sammenlignbar med regresjoner der et konstantledd inngår.

9.5.2 Endelige regresjoner

Regresjon E14 – den mest tilfredsstillende

Sett i forhold til tidligere, utelates både forklaringsvariablene døde 80-89 år korrigert og personer 80-89 år med grunnskoleutdanning i regresjon E14. Dette gir estimeringsresultater som etter vår vurdering er troverdige og rimelig godt i samsvar med det som kan forventes. I Tabell 9.9 er denne regresjon markert med skygge på samme måte som de sentrale forklaringsvariablene døde og døde korrigert samt personer med grunnskole som høyeste utdanning. Analysen oppsummeres i avsnitt 9.6.

Hva betyr inntektsforskjeller mellom bydelene?

Bydelenes inntekter inngår ikke som forklaringsvariabel i de regresjonene som er presentert i dette kapitlet. Grunnen er at det ikke er noen statistisk signifikant sammenheng mellom bydelenes utgifter til tiltak for eldre og inntektsnivået. Disse analysene gjengis derfor

ikke her. Betydningen av inntektsforskjeller er analysert ved å benytte de totale inntektene bydelene mottar gjennom kriteriesystemet til ulike formål.

Hva med enslige?

Analysene tar ikke hensynt til variasjon i andelen enslige eldre fordelt på alder fordi det oppstår problemer med kollinearitet, det vil si at det er så høy partiell korrelasjon mellom andelen enslige fordelt på alder og andre forklaringsvariabler at det ikke er mulig å skille ut den isolerte effekten av hver enkelt variabel. Men samtidig er dette en indikasjon på at andre variabler langt på vei fanger opp betydningen av variasjon i andelen enslige eldre fordelt på alder.

”Problemet” med negative vekter i en kostnadsnøkkel

Av en eller annen grunn inngår det ikke negative vekter verken i Oslo kommunes kostnadsnøkler eller i Statens inntektssystem for kommuner og fylkeskommuner. Men negative vekter er like naturlig som positive vekter. Regresjonsanalysen viser med høy grad av sannsynlighet at bydelenes utgifter til tiltak for eldre reduseres når det blir flere døde 67-79 år. Dette kan blant annet skyldes at andre kommunale og statlige sektorer bærer de største utgiftene knyttet til de problemene denne befolkningsgruppen har, for eksempel helsevesenet eller sykehussektoren, og at pleieperioden forkortes.

Da er det legitimt, naturlig og korrekt å innføre en negativ vekt i kostnadsnøkkelene fordi det gjennomsnittlige utgiftsbehovet per innbyggere 67-79 år reduseres når dødeligheten øker, jevnfør at personer 67-79 år justert fanger opp det generelle utgiftsbehovet knyttet til denne aldersgruppen. På den annen side viser regresjonsanalysene med stor grad av sikkerhet at gjennomsnittsutgiften per innbyggere 67-79 år øker når andelen innbyggere med grunnskoleutdanning øker, og det er legitimt, naturlig og korrekt å innføre en positiv vekt i kostnadsnøkkelene fordi det gjennomsnittlige utgiftsbehovet per innbygger 67-79 år øker når andelen grunnskoleutdannede øker, jevnfør at personer 67-79 år justert fanger opp det generelle eller ”gjennomsnittlige” utgiftsbehovet i denne aldersgruppen – når det ses bort fra spesielle egenskaper ved innbyggerne, egenskaper som både kan øke og redusere utgiftsbehovet sett i forhold til det generelle utgiftsbehovet.

9.6 Oppsummering og konklusjoner

Konklusjonene fra den grundige, men forhåpentligvis nyttige gjennomgangen, oppsummeres i tre hovedpunkter.

1. Det generelle behovet for pleie og omsorg

Antall eldre i alt fordelt på alder antas å fange opp det generelle behovet for pleie- og omsorgstjenester på ulike alderstrinn. Analysen viser at utgiftsbehovet stiger markert med økende alder: fra 8.700 kroner per innbygger 67-79 år til 38.200 kroner per innbygger 80-89 år og videre til i underkant av 100.000 kroner per innbygger 90 år og over. I tillegg kommer utgiftsbehov knyttet til de øvrige variablene. Alle estimater er rimelig sikre, spesielt for de to eldste aldersgruppene.

2. Sosial status og levekår

Det er knyttet til dels betydelig merutgifter til *personer 70 år og over med dårlig sanitærstandard*, anslått til vel 110.000 kroner per person. Også *personer 80 år og over med dårlig tilgjengelighet* har et merutgiftsbehov i størrelsesorden 20.000 kroner per person. De høye tallene viser ikke nødvendigvis den konkrete merutgiften knyttet til de personene det her er snakk om: Det er først og fremst *lavstatusgrupper* som har dårlige sanitærforhold og dårlig tilgjengelighet, og det er ikke usannsynlig at disse to variablene delvis fanger opp andre merutgiftsbehov knyttet til lav inntekt eller spesielle levekårsproblemer som øker behovet for pleie og omsorgstjenester.

En økning i antall *uføretrygdete 18-66 år* øker helt sikkert utgiftene til pleie og omsorg og de ulike analysene viser at uføretrygdete i gjennomsnitt medfører et merutgiftsbehov på godt og vel 20.000 kroner per personer. Den estimerte effekten av uføretrygdete er bemerkelsesverdi stabil i alle regresjoner, og dette er en robust variabel når det gjelder å forklare variasjon i bydelenes utgiftsbehov. Dette er også et plausibelt resultat ettersom uføretrygdete må forventes å ha spesielle behov for blant annet pleie- og omsorgstjenester sett i forhold til andre i samme aldersgruppe. Uføretrygdete har gjennomgående lav utdanning slik at variasjon i uføretrygdete også er en variabel som fanger opp variasjon i utgiftsbehovet knyttet til *sosiale skillelinjer* mellom bydelene.

Personer 67-79 år med lav utdanning, her forstått som antall personer med grunnskole som høyeste utdanning, har et merutgiftsbehov sett i forhold til grupper med høyere utdanning. Den estimerte effekten varierer del, men det mest troverdige anslaget er en merutgift på vel 50.000 kroner per person med grunnskoleutdanning i denne

aldersgruppen. Igjen gjelder det at det estimerte beløpet ikke nødvendigvis knytter seg direkte til personer med lav utdanning; lav utdanning kan også fange opp et utgiftsbehov som er spesifikt knyttet til andre forhold som er høyt korrelert med lav utdanning, for eksempel røyking, matvaner og grad av fysisk aktivitet.

Variasjon i andelen *personer 80 år og over med lav utdanning* synes ikke å påvirke bydelenes utgiftsbehov til eldreomsorg. Dette kan delvis skyldes at det er forholdsvis liten variasjon i andelen gamle eldre med ulik utdanningsbakgrunn, dessuten har vel 40 prosent av alle personer 80 år og over grunnskole som høyeste utdanning og kun 14 prosent av alle er høyskoleutdannet. Det er derfor forholdsvis lite rom for stor variasjon mellom bydelene. I tillegg kommer betydningen av den generelle aldringsprosessen: selv om det er variasjon i pleiebehovet mellom ulike befolkningslag, blir forskjellene mindre og mindre jo eldre folk blir. I tillegg fanger høyst sannsynlig variabelene personer 70 år og over med dårlig sanitærstandard og personer 80 år og over med dårlig tilgjengelighet opp et merutgiftsbehov knyttet til lav utdanning og/eller andre faktorer som skaper levekårsproblemer i visse lavstatusgrupper.

Hva med sivil status? Enslige har gjennomgående et høyere behov for pleie- og omsorgstjenester enn folk som bor sammen med noen. I analysene har det ikke vært mulig å fange opp en mulig separat effekt av aleneboenhet. Det er mulig dette er en svakhet ved analysene; like sannsynlig er det at andre forklaringsvariabler fanger opp nær sagt hele effekten av forskjeller i sivil status.

3. Effekten av dødelighet er forskjellig for yngre og gamle eldre

Analysene sannsynliggjør at en økning i tallet på døde 67-79 år reduserer bydelenes utgifter til pleie og omsorg, mens utgiftsbehovet øker når det blir flere døde 90 år og over. Variasjon i andelen døde 80-89 år per innbygger har ingen signifikant betydning for variasjon i bydelenes utgifter per innbygger til eldreomsorg. *Det vil si at utgiftsbehovet isolert sett reduseres i bydeler med høy dødelighet blant forholdsvis yngre eldre, her konkretisert som aldersgruppen 67-79 år, og at utgiftsbehovet øker i bydeler med høy dødelighet blant innbyggere 90 år og over.* Variasjon i dødelighet blant innbyggere 80-89 år påvirker ikke i nevneverdig grad bydelens utgiftsbehov til eldreomsorg.

Analysen viser at bydelenes utgifter reduseres med drøyt 210.000 kroner per døde innbyggere 67-79 år. Denne analysen støtter med andre ord opp under hypotesen om at forholdsvis yngre eldre jevnt over dør av andre lidelser enn de mer kroniske sykdommene og

lidelsene som kjennetegner det store flertall av gamle eldre. Det er derfor typisk at en forholdsvis lav andel av innbyggere 67-79 år dør i sykehjem og andre pleieinstitusjoner, mens dette gjelder det store flertall av gamle eldre.

Bydelene har et merutgiftsbehov på anslagsvis 360.000 kroner per død personer 90 år og over. Analysene støtter med andre ord opp under den hypotesen at det i første rekke er gamle eldre som er svært pleietrengende. Derfor er også andelen gamle eldre i pleieinstitusjoner høy og de fleste dør i sykehjem eller aldershjem. Disse personene har mottatt langvarig og svært ressurskrevende pleie og omsorg sett i forhold til det som er gjennomsnittet for yngre eldre og gamle eldre brukere av hjemmetjenester – både i pleieboliger og i egen bolig.

10 Ulikhetsmål – teoretiske problemer

I dette kapitlet gjennomgås sentrale metodiske problemer med å benytte standardavviket og variasjonskoeffisienten til å måle ulikhet. Drøftingen leder direkte frem til en formell begrunnelse for ulikhetsmålene *andel ulikhet* og *absolutt ulikhet*. Avslutningsvis dokumenteres en del sentrale formler som er benyttet tidligere i rapporten. Dette gjelder analysene av total ulikhet og analysene av hvor mye sosioøkonomiske variabler bidrar til å ”forklare” av den totale variasjonen i dødelighet.

Fremstillingen i det følgende benytter dekningen for institusjonsplasser som eksempel fordi dette kan lette tolkningen. Dessuten har denne måten å måle ulikhet blitt benyttet av Toresen (2003b), og gjennomgangen illustrerer at de ulikhetsmålene som benyttes i foreliggende rapport, er *generelle* ulikhetsmål som kan benyttes på en lang rekke områder.

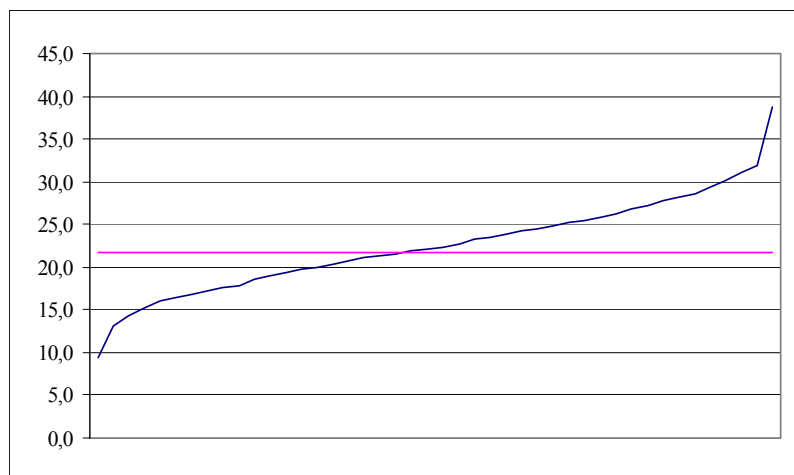
10.1 Variasjon i dekningsgrader og måling av ulikhet

Figur 10.1 viser dekningsgraden for institusjonsplasser målt per innbygger 80 år og over der kommunene er sortert etter stigende dekningsgrad. Det er betydelig ulikhet i institusjonsdekningen mellom kommunene, men ikke nødvendigvis mellom de eldre som bor i kommunene fordi figuren ikke får frem at det er meget store forskjeller mellom kommunene i antall institusjonsplasser og eldre.

Hovedformålet i det følgende er å etablere ett eller flere mål som på en enkel måte oppsummerer hvor stor ulikheten er mellom kommunene – eller helst mellom kommunene når det tas hensyn til de svært store nivåforskjellene i antall eldre. Om en kommune med 20 eldre har svært høy dekningsgrad, bør dette telle langt mindre enn om en

kommune med kanskje ti ganger så mange eldre, har lav dekning. Det er også ønskelig at et ulikhetsmål har en fornuftig tolkning og ikke inneholder skjulte normative vurderinger.

Figur 10.1 *Institusjonsplasser per 100 innbygger 80 år og over.*



Kilde: Statistisk sentralbyrå

Det finnes ikke noe entydig mål for kvantifisering av ulikhet og i dette avsnittet fokuseres det på problemer knyttet til måling av ulikhet, det vil si å etablere ett eller flere mål som sammenfatter forskjeller i dekningsgrader, årsverksforbruk, dødelighet med videre. Gjennomgangen i dette kapitlet er ganske teknisk og det vises til tidligere kapitler for konkrete analyser av ulikhet i dødelighet. Fremstillingen i inneværende kapittel benytter antall institusjonsplasser per eldre innbygger som eksempel, men alle resultater gjelder generelt.

Ofte benyttes *variasjonskoeffisienten CV* for å måle grad av variasjon i et tallmateriale. Variasjonskoeffisienten er lik det aritmetiske standardavviket dividert med det aritmetiske gjennomsnittet. Det er i alle fall tre problemer med å benytte variasjonskoeffisienten som et ulikhetsmål: Variasjonskoeffisienten måler ikke avvik i dekningsgrader sett i forhold til den korrekte nasjonale dekningsgraden, som er lik det veide gjennomsnittet av dekningsgradene i kommunene. Variasjonskoeffisienten tar ikke hensyn til at antall innbyggere 80 år og over varierer svært mye mellom kommunene. Dessuten kvadreres avvik i dekningsgraden i hver kommune, noe som er en tilfeldig normativ forutsetning og som gjør det vanskelig å tolke størrelsen på variasjonskoeffisienten.

En annen innfallsvinkel er å stille følgende spørsmål: Hvor stor andel av for eksempel det totale antall institusjonsplasser må *omfordeles* mellom kommunene for at dekningsgraden skal bli den samme og lik landsgjennomsnittet i alle kommuner? Dette er en lett tolkbar størrelse, i motsetning til variasjonskoeffisienten. Dessuten tar dette målet eksplisitt hensyn til at antall institusjonsplasser og antall innbyggere 80 år og over varierer svært mye mellom kommunene. Eller sagt på en annen måte, dette ulikhetsmålet fanger opp ulikhet mellom det tilbudet de eldre mottar i kommunene – ikke primært ulikhet mellom kommunene.

10.2 Ulikhetsmål basert på standardavviket

10.2.1 Dekningsgrader, gjennomsnitt og standardavvik

De fleste ulikhetsmål vurderer ulikhet i forhold til ett eller annet gjennomsnitt for den gruppen som studeres. For individer er det *aritmetiske gjennomsnittet* et hensiktsmessig sammenligningsgrunnlag fordi hver telleenhet kun består av en person. Innbyggernes gjennomsnittsinntekt er for eksempel lik summen av alle individers inntekt delt på antall individer. Men det er svært store forskjeller i antall innbyggere mellom kommunene. Et *veid gjennomsnitt* er derfor det mest korrekte sammenligningsgrunnlaget og generelt velges vektene slik at det veide gjennomsnittet er lik den nasjonale totalen for telleren dividert med den nasjonale totalen for nevneren. For eksempel er den nasjonale dekningsgraden for institusjonsplasser lik antall institusjonsplasser i alt dividert med det totale antall innbyggere 80 år og over. Denne størrelsen er ikke lik det aritmetiske gjennomsnittet av antall institusjonsplasser per innbygger 80 år og over i kommunene.

Den nasjonale dekningsgraden

Dekningsgraden i hver kommune k betegnes D_k og dekningsgraden defineres her som antall institusjonsplasser P_k dividert med antall innbyggere 80 år og over FE_k .

$$(10.1) \quad D_k = \frac{P_k}{FE_k} \quad k = 1, \dots, n$$

Den nasjonale dekningsgraden D er lik forholdet mellom antall plasser i alt $P = \sum P_k$ og antall innbyggere 80 år og over $FE = \sum FE_k$. Det vil si at den nasjonale dekningsgraden er lik det veide gjennomsnittet av de kommunevise dekningsgradene, der vektene er hver kommunes andel

av det totale antall innbyggere 80 år og over FE_k / FE . Det veide gjennomsnittet er det korrekte uttrykket for den nasjonale dekningsgraden.

$$(10.2) \quad D = \frac{P}{FE} = \sum \frac{FE_k}{FE} \cdot \left(\frac{P_k}{FE_k} \right) = \sum \frac{FE_k}{FE} \cdot D_k$$

Det *aritmetiske gjennomsnittet* av dekningsgradene \bar{D} er lik summen av dekningsgradene i hver kommune k dividert med antall kommuner n . Problemet med det aritmetiske gjennomsnittet er at alle kommuner teller likt, selv om det er svært store forskjeller i antall innbyggere 80 år og over. Dette medfører at det aritmetiske gjennomsnittet ikke er lik den nasjonale dekningsgraden.

$$\bar{D} = \frac{1}{n} \sum D_k = \frac{1}{n} \sum \frac{P_k}{FE_k}$$

Aritmetisk og veid standardavvik

Det aritmetiske *standardavviket* S er et mål for spredningen av observasjonene i et tallmateriale. Standardavviket er lik kvadratroten av variansen. Variansen V er lik summen av de kvadrerte avvikene fra det aritmetiske gjennomsnittet dividert med antall kommuner n .

$$S = \sqrt{\frac{1}{n} \sum (D_k - \bar{D})^2}$$

Det er tre problemer med å benytte standardavviket i analyser av forskjeller mellom kommunene når en primært er interessert i forskjeller mellom kommunes innbygger, ikke kommunene som sådan. For det første er det aritmetiske gjennomsnittet, som avviket i hver kommune vurderes mot, ikke lik den nasjonale dekningsgraden. For det andre teller avvik i alle kommuner like mye ($1/n$) uavhengig av hvor mange eldre det er i kommunene. Når en primært er interessert i forskjeller mellom de *individene* som bor i kommunene og ikke forskjeller mellom kommunene, er det mest dekkende at hver kommunes avvik teller lik kommunens andelen av det totale antall innbyggere 80 år og over. For det tredje er det nokså tilfeldig at en betrakter *kvadrerte avvik* fra gjennomsnittet. Hvis standardavviket benyttes som et mål for ulikhet, innebærer dette at store avvik teller eksponentielt mer enn små avvik – med andre ord en implisitt normativ forutsetning.

Det *veide standardavviket* WS er lik kvadratroten av den veide variansen. Den veide variansen WV er lik den veide summen av de kvadrerte avvikene fra det veide gjennomsnittet, der vektene i dette tilfellet er hver kommunes andel av det totale antall innbyggere 80 år og over.

$$WS = \sqrt{\sum \frac{FE_k}{FE} \cdot \left(\frac{P_k}{FE_k} - \frac{P}{FE} \right)^2} = \sqrt{\sum \frac{FE_k}{FE} \cdot (D_k - D)^2}$$

Det veide standardavviket tar hensyn til de to første innvendningene mot å benytte det aritmetiske standardavviket som et mål for variasjon i den gruppen som studeres: Hver kommunes avvik måles i forhold til den nasjonale dekningsgraden og hver kommune teller lik sin andel av antall innbyggere 80 år og over. Men også det veide standardavviket innebærer en tilfeldig normativ forutsetning ettersom avvikene kvadreres.

Standardavviket er i seg selv et ulikhetsmål. Men problemet, ut over det som er nevnt ovenfor, er at størrelsen på standardavviket avhenger av måleenheten. For eksempel kan en økning i antall institusjonsplasser medføre at standardavviket også øker, selv om ulikheten målt ved variasjonskoeffisienten (se nedenfor) reduseres.

10.2.2 Variasjonskoeffisienten

Den aritmetiske *variasjonskoeffisienten* CV er lik forholdet mellom standardavviket til den aritmetiske dekningsgraden og det aritmetiske gjennomsnittet. Ved å dividere med gjennomsnittet, blir variasjonskoeffisienten *uavhengig av måleenhet* eller nivåforskjeller i det tallmaterialet som studeres.

$$CV = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \cdot \sum (D_k - \bar{D})^2}}{\bar{D}} = \frac{S}{\bar{D}}$$

Variasjonskoeffisienten måler ikke avvik i dekningsgrader sett i forhold til den korrekte nasjonale dekningsgraden. Variasjonskoeffisienten tar heller ikke hensyn til at antall innbyggere 80 år og over varierer mye mellom kommunene. Dessuten kvadreres avvik i dekningsgrad, noe som er en tilfeldig forutsetning og som også gjør det vanskelig å tolke størrelsen på variasjonskoeffisienten.

Den veide variasjonskoeffisienten WCV er lik forholdet mellom det veide standardavviket til dekningsgradene og det veide landsgjennomsnittet, som er lik den nasjonale dekningsgraden.

$$WCV = \frac{\sqrt{\sum \frac{FE_k}{FE} \cdot (D_k - D)^2}}{D} = \frac{WS}{D}$$

Den veide variasjonskoeffisienten tar hensyn til at antall innbyggere 80 år og over varierer mye mellom kommunene. Både ved at avvik vurderes i forhold til den nasjonale dekningsgraden og ved at de kvadrerte avvikene vektet med hver kommunes andel av det totale antall innbyggere 80 år og over. Men fremdeles benyttes kvadrerte avvik for å måle ulikhet – noe som er en tilfeldig forutsetning og som også gjør det vanskelig å gi en fornuftig tolkning av størrelsen på variasjonskoeffisienten.

10.3 Andel og absolutt ulikhet

10.3.1 Relative absoluttverdiavvik

Både den vanlige variasjonskoeffisienten og den veide variasjonskoeffisienten inneholder en implisitt normativ vurdering fordi avvik fra det aritmetiske eller veide gjennomsnittet, teller eksponentielt mer og mer jo større avvikene er. For eksempel er et avvik på seks dobbelt så stort som et avvik på tre. Men fordi avvikene kvadreres, teller det første avviket med $36 = 6^2$ mens det andre avviket teller med $9 = 3^2$. Med andre ord, et avvik på seks er dobbelt så stort som et avvik på tre, men i variasjonskoeffisienten teller avviket på seks fire ganger så mye som avviket på tre. Det er mulig at store positive eller negative avvik bør telle eksponentielt mer enn små avvik når man skal kvantifisere ulikhet eller variasjon i levekår. Men i så tilfelle bør dette gis en begrunnelse.

I det følgende presenteres relative absoluttverdiavvik som er mål for ulikhet der det forutsettes proporsjonalitet mellom ulikhet og positive eller negative avvik fra det aritmetiske eller veide gjennomsnittet. For eksempel teller et avvik på seks dobbelt så mye som et avvik på tre, ikke fire ganger så mye som i variasjonskoeffisienten.

Aritmetisk relativt absoluttverdiavvik

Hver kommunes *relative avvik* fra den nasjonale dekningsgraden er lik forholdet mellom dekningsgraden i kommune k og den nasjonale dekningsgraden minus 1. Det relative eller prosentvise avvik fra det veide landsgjennomsnittet, er en lett tolkbar størrelse. Hvis dekningsgraden i en kommune D_k er lik 30 og den nasjonale dekningsgraden D er lik 25, er det relative avviket lik 0,2. Man kan dermed si at ulikheten er lik 20 prosent for denne kommunen sett i forhold til den nasjonale dekningsgraden.

$$(10.3) \quad \Delta D_k = \frac{D_k - D}{D} = \frac{D_k}{D} - 1$$

Det er imidlertid ikke mulig å summere de relative avvikene for å finne ett samlet mål for ulikhet fordi positive og negative avvik summerer til null. Men man kan summere *absoluttverdiene* av avvikene dersom en legger like stor vekt på positive og negative avvik.

Det aritmetiske *relative absoluttverdiavviket ARE* er lik summen av de relative absoluttverdiavvikene dividerte med antall kommuner (observasjoner) n . Det relative absoluttverdiavviket *ARE* viser hvor høy andel summen av positive og negative relative avvik i alle kommuner som et aritmetisk gjennomsnitt utgjør av det aritmetiske gjennomsnittet av dekningsgradene.

$$(10.4) \quad ARE = \frac{1}{n} \cdot \sum \left| \frac{D_k - \bar{D}}{\bar{D}} \right| = \frac{1}{n} \cdot \sum \left| \frac{D_k}{D} - 1 \right|$$

Men det er også ønskelig å ta hensyn til at det er betydelige forskjeller i antall eldre mellom kommunene. Dersom dekningsgraden er 20 prosent høyere enn den nasjonale i en kommune med 1.000 eldre og 20 prosent lavere i en kommune med 100 eldre innbyggere, bør avviket i den første kommunen telle 10 ganger mer enn avviket i den siste – når forskjeller i dekningsgrader mellom de eldre innbyggerne skal tallfestes.

Veid relativt absoluttverdiavvik

For å finne et samlet uttrykk for variasjon i dekningen, må man med andre ord ta hensyn til to forhold. For det første må en se bort fra at avviket er negativt i noen kommuner, cirka halvparten, og positivt i de resterende kommuner. Dette kan gjøres ved å se på absoluttverdien av avvikene i (10.3), det vil si at alle avvikene transformeres til positive tall. For det andre må en veie de kommunale avvikene i (10.3) med

den andelen antall innbyggere 80 år og over i hver kommune utgjør av den nasjonale totalen.

Ett mål for variasjon i dekningsgrader mellom innbyggere 80 år og over, er det veide relative absoluttverdiavviket WRE til dekningsgradene, som er definert ved følgende ligning.

$$WRE = \sum \frac{FE_k}{FE} \cdot \left| \frac{D_k - D}{D} \right| = \sum \frac{FE_k}{FE} \cdot \left| \frac{P_k / FE_k}{P / FE} - 1 \right|$$

Det veide relative absoluttverdiavviket WRE kan skrives som i ligning (10.5) etter ordning av uttrykket ovenfor.

$$\begin{aligned} (10.5) \quad WRE &= \sum \left| \frac{P_k}{P} - \frac{FE_k}{FE} \right| = \frac{1}{P} \cdot \sum \left| P_k - \frac{P}{FE} \cdot FE_k \right| \\ &= \frac{1}{P} \cdot \sum |P_k - D \cdot FE_k| \end{aligned}$$

Det veide relative absoluttverdiavviket WRE er lik det veide gjennomsnittet av positive og negative relative avvik fra den nasjonale dekningsgraden. Det veide relative absoluttverdiavviket viser hvor høy andel summen av negative og positive relative avvik i alle kommuner som et veid gjennomsnitt utgjør av den nasjonale dekningsgraden.

Dette ulikhetsmålet eller avviksmålet tar eksplisitt hensyn til at for eksempel Oslo har langt flere eldre enn Modalen. Men en mye enklere tolkning av ulikhet fremkommer ved å korrigere for at det veide relative absoluttverdiavviket summerer både positive og negative avvik. Dette behandles i neste avsnitt.

10.3.2 Andel ulikhet og absolutt ulikhet

Svaret på følgende hypotetiske spørsmål gir et lett tolkbart mål for ulikhet: Hvor stor andel av det totale antall institusjonsplasser måtte omfordeles mellom kommunene for at dekningsgraden skulle bli den samme og lik den nasjonale dekningsgraden i alle kommuner? Svaret er $\frac{1}{2} \cdot WRE$.

$$(10.6) \quad \frac{1}{2} \cdot WRE = \text{Veid andel ulikhet (institusjonsdekning)}$$

Alternativt kan man spørre hvor mange plasser som måtte overflyttes fra kommuner med høyere dekningsgrad til kommuner med lavere dekningsgrad enn den nasjonale dersom dekningsgraden skulle bli den samme og lik den nasjonale dekningsgraden i alle kommuner? Svaret er $\frac{1}{2} \cdot WRE \cdot P$.

$$(10.7) \quad \frac{1}{2} \cdot WRE \cdot P = \text{Veid absolutt ulikhet (institusjonsdekning)}$$

Uttrykkene ovenfor gir en alternativ tolkning av det veide relative absoluttverdiavviket. Ulikhetsmålet i (10.6) sier at $\frac{1}{2}$ av det veide relative absoluttverdiavviket WRE viser hvor stor *andel* av det totale antall institusjonsplasser som måtte omfordeles mellom kommunene for at dekningsgraden skulle bli den samme i alle kommuner. Ulikhetsmålet i (10.7) sier at $\frac{1}{2}$ av det veide relative absoluttverdiavviket WRE multiplisert med det totale antall plasser P , viser hvor *mange* institusjonsplasser som måtte omfordeles mellom kommunene for at dekningsgraden skulle bli den samme i alle kommuner.

Et eksempel: I alt var det 43.275 institusjonsplasser ved utgangen av 1997, det var 180.322 innbyggere 80 år og over ved begynnelsen av året og den nasjonale dekningsgraden var lik 0,24 plasser per innbygger 80 år og over. Det veide relative absoluttverdiavviket WRE var lik 0,162 slik at $\frac{1}{2} \cdot WRE$ var lik 0,081. Det vil si: lik dekning i alle kommuner ville kreve av vel åtte prosent av alle institusjonsplasser ble omfordelt mellom kommunene i 1997 og dette tilsvarte vel 3.500 plasser.

10.3.3 Relative absoluttverdiavvik og andelen ulikhet

Beviset for sammenhengene i (10.6) og (10.7) er som følger: Dersom dekningsgraden skulle være den samme i alle kommuner gitt det totale antall institusjonsplasser, ville plasstallet P_k^* i hver kommune være lik den nasjonale dekningsgraden D multiplisert med antall innbyggere 80 år og over i hver enkelt kommune FE_k . Det vil si at en kommunes andel av det totale antall plasser P ville være lik andelen innbyggere 80 år og over.

$$P_k^* = D \cdot FE_k = \frac{FE_k}{FE} \cdot P$$

Forskjellen mellom en kommunes faktiske antall institusjonsplasser P_k og det antall plasser som ville gitt en dekningsgrad lik den nasjonale dekningsgraden P_k^* , er gitt ved

$$P_k - P_k^* = P_k - D \cdot FE_k$$

Sett i forhold til kommunenes faktiske plasstall, måtte et visst antall institusjonsplasser omfordeles fra kommuner med en høyere dekningsgrad enn den nasjonale til kommuner med en lavere dekningsgrad enn nasjonalt.

Det antall institusjonsplasser som gjør at dekningsgraden er høyere enn den nasjonale dekningsgraden i cirka halvparten av kommunene, må tilsvare det antall institusjonsplasser som gjør at dekningsgraden er lavere enn den nasjonale dekningsgraden i de resterende kommunene.

$$\sum_{D_k \geq D} (P_k - P_k^*) = - \sum_{D_k < D} (P_k - P_k^*) = \sum_{D_k < D} |P_k - P_k^*|$$

Det vil si at absoluttverdisummene for kommuner med henholdsvis lavere og høyere dekningsgrad enn gjennomsnittet, må tilfredsstille følgende betingelse:

$$\begin{aligned} 2 \cdot \sum_{D_k \geq D} (P_k - P_k^*) &= \sum_{D_k < D} |P_k - P_k^*| + \sum_{D_k \geq D} |P_k - P_k^*| \\ &= \sum |P_k - P_k^*| \end{aligned}$$

Men absoluttverdisummen på høyre side er lik det veide relative absoluttverdiavviket multiplisert med antall institusjonsplasser, det vil si $WRE \cdot P$, slik at det antall plasser som må flyttes fra kommuner med høyere dekning enn landsgjennomsnittet til kommuner med lavere dekning enn gjennomsnittet, er lik $\frac{1}{2} \cdot WRE \cdot P$.

10.3.4 Sammenfatning

Ovenfor er det presentert flere mål som kan benyttes for å beskrive ulikhet. Det er videre pekt på en del kriterier man bør legge vekt på ved valg av ulikhetsmål og problemer med de ulike målene. For det første er det ønskelig at et ulikhetsmål fanger opp de meget store forskjellene i antall eldre mellom kommunene når man primært ønsker å beskrive forskjeller mellom individene i kommunene og ikke mellom kommunene som sådan. For det andre er det pekt på at et ulikhetsmål basert på standardavviket, inneholder en implisitt og ubegrunnet normativ vurdering ved at det legges eksponentielt mer vekt på store enn små avvik fra den nasjonale dekningsgraden. For det tredje kan det være vanskelig å tolke nivået til og endringer i

ulikhetsmål basert på standardavviket. Hva betyr det helt konkret at variasjonskoeffisienten er lik 0,36 og endret til 0,29 i løpet av noen år?

I denne studien beskrives ulikhet primært ved å ta utgangspunkt i det veide relative absoluttverdiavviket WRE . For det første viser $\frac{1}{2} \cdot WRE$ hvor stor andel av det totale antall plasser som må omfordes mellom kommunene for at dekningsgraden skal bli den samme og lik den nasjonale dekningsgraden i alle kommuner. Dette ulikhetsmålet betegnes "Andel ulikhet mellom kommunenes innbyggere" eller "Andelen veid ulikhet" i notatet. Tilsvarende viser $\frac{1}{2} \cdot WRE \cdot P$ hvor mange plasser som må overføres fra kommuner med en høyere dekningsgrad til kommuner med en lavere dekningsgrad enn den nasjonale, dersom dekningsgraden skal bli den samme og lik den nasjonale dekningsgraden i alle kommuner. Dette ulikhetsmålet betegnes "Absolutt ulikhet mellom kommunenes innbyggere" eller "Absolutt veid ulikhet" i notatet. Disse ulikhetsmålene tar hensyn til de store variasjonene i antall eldre mellom kommunene, de inneholder ingen ubegrunnede normative vurderinger og de har en enkel og fornuftig tolkning. Andelen veid ulikhet er uavhengig av måleenhet. Absolutt veid ulikhet er ikke uavhengig av måleenhet slik at den absolutte ulikheten kan øke selv om andelen ulikhet reduseres.

10.4 Måling av ulikhet og "standardisert dødelighet"

Den måten ulikhet måles på i dette notatet er nært knyttet til ulike mål for "standardisert" dødelighet. Det vil si dødelighet korrigert for ulik alderssammensetning i bydelene, fordeling på kvinner og menn eller andelen gifte og ikke-gifte i bydelene med mer.

Det forventede antall døde står helt sentralt når man skal måle ulikhet. Konklusjonene om ulikhet mellom bydelene i dødelighet eller antall døde, avhenger av hvordan det forventede antall døde beregnes. Noen eksempler: Man kan anta at den *forventede dødsraten* for alle innbyggere på et gitt alderstrinn er identisk i alle bydeler og lik det veide gjennomsnittet for Oslo. Det forventede antall døde er lik den gjennomsnittlige dødeligheten på hvert alderstrinn multiplisert med det faktiske antall innbyggere i hver bydel på dette alderstrinnet. I denne rapporten beregnes den totale variasjonen i dødelighet ved å forutsette en felles dødelighetsrate når det forventede antall døde i hver bydel beregnes.

Man kan anta at den *forventede dødsraten for menn* og den *forventede dødsraten til kvinner* er forskjellig og at dødsraten til menn/kvinner lik det veide gjennomsnittet for menn/kvinner i alt i Oslo i alle bydeler på hvert alderstrinn. I hver bydel er det forventede antall døde på ett bestemt alderstrinn lik den gjennomsnittlige dødsraten til menn multiplisert med det faktiske antall menn i bydelene pluss den gjennomsnittlige dødsraten til kvinner multiplisert med antall kvinner i hver bydel. Man kan anta at den *forventede dødsraten til gifte* og den *forventede dødsraten til ikke-gifte* er forskjellig og at dødsraten til gifte/ikke-gifte er lik det veide gjennomsnittet for gifte/ikke-gifte i alt i Oslos. Eller man kan spesifisere de forventede dødsratene både på kjønn og sivil status, eventuelt også på utdanning eller andre kjennetegn ved innbyggerne. I denne rapporten analyseres det hvor mye av den totale variasjon i dødelighet som forklares ved at dødelighetsratene for menn og kvinner, gifte og ikke-gifte og ulike utdanningsgrupper er forskjellig.

10.4.1 Ulikhet hvert alderstrinn – total variasjon

Hvor stor er den absolutte differansen mellom det faktiske og forventede antall døde på et visst alderstrinn i hver bydel? Eller, hvor stort er avviket mellom det faktiske antall døde og det antall døde det ville vært dersom dødsraten på ett bestemt alderstrinn var identisk i alle bydeler og lik det veide gjennomsnittet for Oslo kommune?

Det faktiske antall døde D_{gr} på et bestemt alderstrinn g i hver bydel r er lik produktet av dødelighetsraten på det gitte alderstrinnet i bydelen M_{gr} multiplisert med antall innbyggere i bydelen på det samme alderstrinnet F_{gr} .

$$(10.8) \quad D_{gr} = M_{gr} \cdot F_{gr}$$

Det forventede antall døde E_{gr} på ett bestemt alderstrinn i hver bydel er lik produktet av den gjennomsnittlige dødsraten i Oslo på det gitte alderstrinnet M_g multipliser med det faktiske antall innbyggere på dette alderstrinnet i bydelen.

$$(10.9) \quad E_{gr} = M_g \cdot F_{gr}$$

I hver bydel er avviket mellom det faktiske og forventede antall døde på et gitt alderstrinn ΔD_{gr} lik

$$(10.10) \quad \Delta D_{gr} = D_{gr} - E_{gr} = (M_{gr} - M_g) \cdot F_{gr}$$

Hvor stort er det totale avviket mellom det faktiske og forventede antall døde i alle bydeler sett under ett? Eller, hvor stor er den totale ulikheten eller totale variasjonen i antall døde på et gitt alderstrinn?

Avvikene i (10.10) summerer til null over alle bydeler fordi den forventede dødelighetsraten M_g er lik det veide gjennomsnittet av dødelighetsratene i alle bydeler, der hver bydels andel av det totale antall innbyggere på det gitte alderstrinnet er vektor. Det vil si at summen av de positive avvikene er lik (absoluttverdien til) summen til de negative avvikene.

Men summen av de positive avvikene eller summen av (absoluttverdien til) de negative avvikene gir et korrekt uttrykk for den totale ulikheten. *Med ulikhet menes her hvor mange døde som måtte "overflyttes" mellom bydelene for at dødsraten på hvert alderstrinn skulle bli den samme i alle bydeler og lik det veide gjennomsnittet for Oslo kommune.*

Det vil si at absoluttverdisummen av avvikene i (10.10) dividert med 2 viser den totale eller absolute ulikheten mellom bydelene i antall døde/dødelighet på et gitt alderstrinn. Den absolute ulikheten på et gitt alderstrinn kalles ΔD_g og beregnes som følger:

$$(10.11) \quad \begin{aligned} \Delta D_g &= \frac{1}{2} \sum_r |\Delta D_{gr}| = \frac{1}{2} \sum_r |D_{gr} - E_{gr}| \\ &= \frac{1}{2} \sum_r |(M_{gr} - M_g) \cdot F_{tr}| \end{aligned}$$

Andelen ulikhet i dødelighet på et visst alderstrinn er lik den absolute ulikheten dividert med det totale antall døde i Oslo på dette alderstrinnet det vil si $\Delta D_g/D_g$.

Dette er også mål for *total ulikhet* fordi det ikke tas hensyn til andre kjennetegn ved innbyggerne enn alder.

10.4.2 Total ulikhet over alderstrinn

Hvor mange døde kan man forvente at det er i hver bydel for summen over alle alderstrinn – gitt det faktiske antall innbyggere på hvert alderstrinn i hver bydel?

Det faktiske antall døde 50 år og over i en bydel D_r er lik summen av antall døde på hvert alderstrinn i bydelen.

$$(10.12) \quad D_r = \sum_g M_{gr} \cdot F_{gr} = \sum_g D_{gr}$$

Det forventede antall døde 50 år og over i en bydel E_r er lik summen av det forventede antall døde på hvert alderstrinn i bydelen.

$$(10.13) \quad E_r = \sum_g M_g \cdot F_{gr} = \sum_g E_{gr}$$

Det totale avviket mellom det faktiske og forventede antall døde 50 år og over i hver bydel er lik

$$(10.14) \quad \begin{aligned} \Delta D_r &= D_r - E_r = \sum_g M_{gr} \cdot F_{gr} - \sum_g M_g \cdot F_{gr} \\ &= \sum_g (M_{gr} - M_g) \cdot F_{gr} \end{aligned}$$

Her kan en bydel ha lavere dødelighet enn gjennomsnittet i en eller flere aldersgrupper og høyere dødelighet i andre aldersgrupper, slik at den totale forskjellen blir mindre enn om man ser på en og en aldersgruppe isolert. Eller, en bydel kan ha høyere eller lavere dødelighet enn gjennomsnittet på alle alderstrinn.

Den totale absolutte ulikheten for summen over alle bydeler er lik

$$(10.15) \quad \Delta D = \frac{1}{2} \sum_r |\Delta D_r| = \frac{1}{2} \sum_r |D_r - E_r|$$

Dette kan skrives som

$$(10.16) \quad \begin{aligned} \Delta D &= \frac{1}{2} \sum_r \left| \sum_t M_{tr} \cdot F_{tr} - \sum_t M_t \cdot F_{tr} \right| \\ &= \frac{1}{2} \sum_r \left| \sum_t (M_{tr} - M_t) \cdot F_{tr} \right| \end{aligned}$$

Merk plasseringen av absoluttverditegnet: Først summeres de faktiske avvikene i antall døde fordelt på alder i hver bydel. Poenget er at avviket kan være negativt på enkelte alderstrinn og positivt for andre og dette må det tas hensyn til. Deretter summeres absoluttverdien av summen av avvikene i alle bydeler. Til sist divideres denne absoluttverdisummen over alle bydeler med 2 for å finne den totale absolutte ulikheten i antall døde for alle aldersgrupper sett under ett.

Andelen ulikhet i dødelighet for alle alderstrinn sett under ett er lik den absolutte ulikheten dividert med det totale antall døde i Oslo på alle alderstrinn, det vil si $\Delta D/D$.

10.4.3 Total ulikhet etter alder og andre kjennetegn

Hvor mange døde kan man forvente at det er i hver bydel for summen over kjønn (menn og kvinner) på hvert alderstrinn – gitt det faktiske antall innbyggere fordelt på kjønn i hver bydel?

Det faktiske antall døde menn og kvinner på hvert alderstrinn i hver bydel er lik produktet av den faktiske dødelighetsraten til menn/kvinner og antall menn/kvinner på det aktuelle alderstrinnet. Fotskriften i symboliserer henholdsvis menn og kvinner.

$$D_{igr} = M_{igr} \cdot F_{igr} \quad i = M, K$$

Det forventede antall døde menn og kvinner på hvert alderstrinn i hver bydel er lik produktet av den gjennomsnittlige dødelighetsraten til menn/kvinner og antall menn/kvinner på det aktuelle alderstrinnet.

$$E_{igr} = M_{ig} \cdot F_{igr} \quad i = M, K$$

Avviket mellom det faktiske og forventede antall døde menn og kvinner er lik

$$\Delta D_{igr} = D_{igr} - E_{igr} = (M_{igr} - M_{ig}) \cdot F_{igr}$$

Den absolutte ulikheten i dødelighet blant henholdsvis menn og kvinner på hvert alderstrinn er gitt ved

$$\Delta D_{ig} = \frac{1}{2} \sum_r |D_{igr} - E_{igr}| = \frac{1}{2} \sum_r |(M_{igr} - M_{ig}) \cdot F_{igr}|$$

Den absolutte ulikheten i dødelighet for begge kjønn sett under ett på hvert alderstrinn i hver bydel er gitt ved

$$\begin{aligned} \Delta D_{gr} &= D_{M_{gr}} - E_{M_{gr}} + D_{K_{gr}} - E_{K_{gr}} \\ &= (M_{M_{gr}} - M_{M_g}) \cdot F_{M_{gr}} + (M_{K_{gr}} - M_{K_g}) \cdot F_{K_{gr}} \end{aligned}$$

Absolutt ulikhet både menn og kvinner (begge kjønn sett under ett) på hvert alderstrinn i Oslo i alt.

$$\Delta D_g = \frac{1}{2} \sum_r |D_{M_{gr}} - E_{M_{gr}} + D_{K_{gr}} - E_{K_{gr}}|$$

Merk at her summeres absoluttverdien av summen av avvikene for menn og kvinner i de enkelte bydelene. Ikke summen av absoluttverdien for avviket til menn og absoluttverdien av avviket til kvinner.

Poenget er at avviket til menn og kvinner kan ha motsatt fortegn slik at...

10.4.4 Ulikhet etter kjønn og alder

Hvor mange døde kan man forvente at det er i hver bydel for summen over kjønn (menn og kvinner) og summen over alle alderstrinn – gitt det faktiske antall innbyggere fordelt på kjønn og alder i hver bydel?

Avviket mellom det faktiske antall døde og det forventede antall døde i hver bydel er gitt ved ligning (10.17), der fotskriften M symboliserer menn og fotskriften K symboliserer kvinner.

$$(10.17) \quad \Delta D_r = \sum_g (D_{M_{gr}} - E_{M_{gr}} + D_{K_{gr}} - E_{K_{gr}})$$

Den absolutte ulikheten beregnes som følger.

$$\Delta D = \sum_r \Delta D_r = \frac{1}{2} \sum_r \left| \sum_g (D_{M_{gr}} - E_{M_{gr}} + D_{K_{gr}} - E_{K_{gr}}) \right|$$

Litteratur

- Adler, N. E. m.fl. (1994): "Socioeconomic status and health: The challenge of the gradient. *American Psychologist*, 49(1): 15-24
- Andersen, E. og Grimsmo A. (1997): *Faktorer som påvirker holdninger og adferd knyttet til pensjonering og arbeid*. Rapport nr 8, Trygdeforskningsprosjektene. Trondheim: NTNU
- Arctander, S. (1928): *Miljøforholdene i Oslo*. Oslo 1928
- Barstad, A. (1997): *Store byer, liten velferd? Om segregasjon og ulikhet i norske byer*. Sosiale og økonomiske studier; 97. Oslo: Statistisk sentralbyrå
- Bartley, M. m.fl. (1998): *The sociology of health inequalities*. London: Blackwell
- Bartley, M. og Owen, C. (1996): "Relation between socioeconomic status, employment, and health during economic change, 1973-93". *British Medical Journal*, 313: 445-449
- Bjerkedal, T. og Osnes, K. (1996): *Uførepensjonering blant 40-66-åringene i Norge i 1970- og 1980-årene etter yrke og primærdiagnose*. Oslo: Rikstrygdeverket
- Blekesaune, Morten (2003): *Helsemessig seleksjon inn og ut av ekteskapet: Helse svake partnere mindre populære*. Samfunnsspeilet 3/2003. Oslo. Statistisk sentralbyrå.
- Borgan, J-K. (1996): "Socioeconomic Trends in Differential Mortality among middle-Aged Males in Norway 1960-1990". *Yearbook of Population Research in Finland*. The Population Institute, Helsinki

- Botten, G. m.fl. (2000): *Spreke eldre, rimeligere eldreomsorg? Utgiftsbehovet i eldreomsorgen i perioden 2000-2030 under ulike forutsetninger om Eldres funksjonsevne*. Skriftserie 2000:6. Oslo: Senter for helseadministrasjon, Universitetet i Oslo
- Brathaug, A. L. m.fl. (2001): *Utviklingen av aldersrelaterte helse-, pleie- og omsorgsutgifter*. Rapport 2001/4, Oslo: Statistisk sentralbyrå
- Brekke, M. (1998): "Fordeling av velstand er fordeling av helse". *Tidsskrift for Den norske lægeforening*, 118: 76-78
- Brekke, M. m.fl. (1998): "Forskjeller i sykkelighet mellom indre øst og ytre vest i Oslo". *Tidsskrift for Den norske lægeforening*, 118: 14-17
- Brevik, I. (1993): *Hjelpebehov og tilgang på omsorg til eldre i storby*, Arbeidsrapport, NIBR, Oslo 1993.
- Brevik, I. (2003): *Utvikling, status og utfordringer i kommunenes pleie- og omsorgstjenester*. NIBR-rapport 2003:17, Oslo: NIBR
- Brevik, I. (2003b): *Handlingsplan for eldreomsorgen og utbyggingen av omsorgstjenestene – ledd i en lengre utvikling*. Prosjektnotat 2003. Oslo: NIBR
- Bruusgaard, A. og Gjestland, T. (red.) (1962): *Festskrift til Karl Evang på 60-årsdagen*. Oslo, Gyldendal
- Cavelaars, A.E. (1998): *Cross-national comparison of socioeconomic differences in health indicators*. Thesis. Rotterdam: Erasmus University
- Champernowne, D.G and F.A. Cowell (1998): *Economic inequality and income distribution*. Cambridge. Cambridge University Press.
- Dahl, E. (1994): *Sosial ulikhet i helse: Artefakter eller seleksjon?* FAFO-rapport 170. Oslo: FAFO
- Dahl, E. (1996): "Social mobility and health: cause or effect?" *British Medical Journal*, 313: 435-436

- Dahl, E. (2002): "Health inequalities and health policy: The Norwegian case". *Norsk Epidemiologi*, 12 (1): 69-75
- Dahl, E. og Birkelund, G. E. (1999): *Sysselsetting, klasse og helse 1980-1995: En analyse av fem norske levekårsundersøkelser*. FAFO-rapport; 294. Oslo: FAFO
- Dahl, E. og Kjærsgaard, P. (1993): "Trends in socioeconomic mortality differentials in post-war Norway – evidence and interpretations". *Sociology of Health and Illness*, 15: 447-471
- Dahl, E. og Rognerud, M. (1999): "Helse og sosial ulikhet". Kap. 3.1 in *Folkehelse rapporten 1999*. Oslo: Sosial- og helsedepartementet
- Dalgard, O. S. (1980): *Bomiljø og psykisk helse*. Oslo: Universitetsforlaget
- Den norske lægeforening (2001): *Når du blir gammel og ingen vil ha deg ... Sluttrapport for eldre*, Oslo
- Elstad, J. I. (1981): *Kroniske lidelser og sosial klasse: en undersøkelse med data fra Helseundersøkelsen 1975*. Magistergradsavhandling. Oslo: Universitetet i Oslo
- Elstad, J. I. (1984): *Levekår – sammenheng og helhet*. INAS-rapport 1984:1. Oslo: INAS
- Elstad, J. I. (1998): "The psychosocial perspective on social inequalities in health". *Sociology of Health and Illness*, 20: 598-618
- Engedal, K. (2000): "Alzheimers sykdom – nytt håp?" *Tidsskrift for Den norske lægeforening*, 120: 2739
- Engels, F. (1987): *The condition of the working class in England*. Harmondsworth: Penguin classics
- Esping-Andersen, G. (1990): *The three words of welfare capitalism*. Cambridge: Polity Press
- Esping-Andersen, G. (ed.) (1993): *Changing classes: Stratification and mobility in post-industrial societies*. London: Sage

- Evans, R. G., Barer, M. L. og Marmor, T.R. (eds.) (1994): *Why are some people healthy and others not? The determinants of health of populations*. New York: Walter de Gruyter
- Fernandez, E. og Borell, C. (1999): "Cancer mortality by educational level in the city of Barcelona". *British Journal of Cancer*, 79: 684-9.
- Fiscella m.fl. (1997): "Poverty or income inequality as predictor of mortality: longitudinal cohort study". *British Medical Journal*, 314: 591-594
- Folkehelseinstituttet (2003): *Bedre helse – større forskjeller. En analyse av hvordan inntekt, utdanning og husholdningsstørrelse har påvirket dødeligheten i perioden 1970-77, 1980-87 og 1990-97*. Rapport 2003:1, Oslo
- Fontana, V. m.fl. (1998): "Socioeconomic status and survival of gastric cancer patients". *European Journal of Cancer*, 34: 537-42
- Forsdahl, A. (1977): "Are poor living conditions in childhood and adolescence an important risk factor for arteriosclerotic heart disease?" *British Journal of Preventive and Social Medicine*, 31: 91-95
- Forsdahl, A. (1978): "Living conditions in childhood and subsequent development of risk factors for atherosclerotic heart disease". *Journal of Epidemiology and Community Health*, 32: 34-37
- Fries, J. F. (1980): "Aging, natural death, and the compression of morbidity". *New England Journal of Medicine*, 303:32
- Fries, J. F. (1996): "Physical activity, the compression of morbidity and the health of elderly". *Journal of the Royal Society of Medicine*, 89(2): 64-68
- Fugelli, P. (1995): "Med Rudolf Ludwig Karl Virchow som veiviser inn i den nye samfunnsmedisinen". *Tidsskrift for Den norske lægeforening*, 115: 1091-1094
- Gjestland, T., Moen, E., og Trier, G. (1954): *En regional undersøkelse av dødelighet i Oslo 1890-1940*. Første del. Statistisk kvartalshefte. Oslo: Oslo kommune

- Gjestland, T. og Moen, E. (1988): *East is east, and West is west. En sammenliknende undersøkelse av dødeligheten i Oslo øst og Oslo vest i perioden 1890-1940 og 1971-1979*. NIBR-rapport 1988:21. Oslo: NIBR
- Guberan E. og Usel, M.(1998): "Permanent work incapacity, mortality and survival without work incapacity among occupations and social classes: a cohort study of ageing men in Geneva". *International Journal of Epidemiology*, 28
- Hagen, K., Djuve, A. B. og Vogt, P. (1994). *Den delte byen*. FAFO-rapport 161. Oslo: FAFO
- Hamnett, C. (1996): "Social polarisation, economic restructuring and welfare state regimes". *Urban Studies*, 33(8): 1407-1430
- Hayflick, L. (1975): "Current theories of biological aging". *Federation Proceedings of American Societies for Experimental Biology*, 34: 9-13
- Hjort, P. F. (1998): *Fysisk aktivitet – hva kan det utrette for eldre*. Oslo: Universitetsforlaget
- Hjort, P.F. og Waaler, H.T. (1996): "Eldres helse", i Hurlen, G. og Nordhagen, R.: *Folkehelse i forandring*. Oslo: Universitetsforlaget
- Hurlen, R og Nordhagen, R. (1996): *Folkehelse i forandring*, Universitetsforlaget, Oslo 1996
- Jacobzone, S. (1999): *Ageing and care for frail elderly persons: an overview of international perspectives*. Labour market and social policy occasional papers, No 38. Paris: OECD
- Jacobzone, S. m.fl. (1999): *The health of older persons in OECD countries: Is it improving fast enough to compensate for population ageing?* Labour market and Social Policy – Occasional Paper No 37. Paris: OECD
- Jacobzone, S. et al. (2000): *The health of Older persons in OECD Countries: Is it Improving fast Enough to Compensate for Population Ageing?* Labour market and Social Policy – Occasional Paper No 37, Paris: OECD

- Jarvis, C. og Tinker, A. (1999): "Trends in old age morbidity and disability in Britain". *Aging and society*, 19:603-627
- Jenum, A. K. m.fl. (1998): "Regionale ulikheter i sykdomsrisiko i Oslo". *Tidsskrift for Den norske lægeforening*, 118: 23-27
- Jenum, A.K. m.fl. (1998): "Risikofaktorerer for hjerte- og karsykdom i Oslo, Sogn og Fjordane og Finnmark". *Tidsskrift for Den norske lægeforening*, 118: 18-22
- Kaplan G. A. m.fl. (1988): "Subjective state of health and survival in elderly adults". *Journal of Gerontology* 43(4): S114-S120
- Kaplan, G. A. m.fl. (1996): "Inequality in income and mortality in the United States: analysis of mortality and potential pathways". *British Medical Journal*, 312: 999-1003
- Kennedy, B.P, Kawachi, I., og Prothrow-Stith, D. (1996): "Income distribution and mortality: cross sectional ecological study of the Robin Hood index in the United States". *British Medical Journal*, 312: 1004-1007
- Kogevinas, M. (1990): *Longitudinal study: socio-demographic differences in cancer survival: 1971-1983 England and Wales*. London: HMSO
- Kommunal- og regionaldepartementet (2004): *Rapport fra Det tekniske beregningsutvalg for kommunal og fylkeskommunal økonomi april 2004*. Oslo: Kommunal- og regionaldepartementet.
- Kravdal, Ø. (1999): "Sosiale forskjeller i kreftoverlevelse". *Tidsskrift for Den norske lægeforening*, 119: 1577-83
- Kristofersen, L. (1987): *Høy dødelighet i storbyer: dødelighet i sosioøkonomiske grupper i Oslo, Stavanger, Bergen og Trondheim 1970-1980*. NIBR-rapport 1987:8. Oslo: NIBR
- Kristofersen L (1989): *Dødeligheten i Finmark og Troms i et nasjonalt perspektiv: utviklingstrekk og sosial struktur*. NIBR-notat 1989:134. Oslo: NIBR

- Krokstad, S. Johnsen, R. og Westin, S. (2002): "Medical and non-medical determinants for disability pension". *Tidsskrift for Den norske lægeforening*, 122: 1479-85
- Krokstad, S. m.fl. (2002): "Health inequalities by socio-economic status among men in the Nord-Trøndelag health study, Norway". *Scandinavian Journal of Public Health*, 30: 113-124
- Krokstad, S. m.fl. (2002): "Trends in health inequalities by educational level in a Norwegian total population study". *Journal of Epidemiology and Community Health*, 56(5): 375-380
- Kvien, T.K. (1991): "Theodore Pincus: morbidity and morality in rheumatoid arthritis have increased and are related to socioeconomic factors". *Tidsskrift for Den norske lægeforening*, 111: 1273-5
- La Croix, A. m.fl. (1997): "Healthy aging. A women's issue". *Western Journal of Medicine*, 167:200-232
- Lagergren, M. og Batljan, I. (2000): "Will there be a helping hand". Annex 8 til *The long term Survey 1999/2000*. Stockholm: Fritzes
- Lahelma m.fl. (1993): *Ill-health and its social patterning in Finland, Norway and Sweden*. STAKES, Report no 27: 1993. Helsinki
- Lavik, N. J. (1976): *Ungdoms mentale helse*. Oslo: Universitetsforlaget
- Lingsom, S. (1989): *Gammel og sprek. Om endringer i eldres hjelpebehov*. INAS-rapport 8. Oslo: Institutt for sosialforskning
- Lynch, J. m.fl. (2001): "Income inequality, the psycho-social environment and health: comparisons of wealthy nations". *Lancet*, 358: 194-200
- Mackenbach, J. P. m.fl. (1997): "Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in western Europe". *Lancet*, 349: 1655-1659
- Mackenbach, J.P. og Kunst A.E. (1997): Measuring the magnitude of socioeconomic inequalities in health and overview of available

measures illustrated with two examples from Europe. *Social Science and Medicine*, 44(6): 757-771

- Mansson, N. O. m.fl. (1998): "Socioeconomic inequalities and disability pension among middle-aged men". *International Journal of Epidemiology*, 27: 1019-1025
- Manton, K. G. (1997): "Demographic trends for the aging female population". *Journal of the American Medical Women's Association*, 52(3): 99-105
- Manton, K. G. et al (1997): "Chronic disability Trends in elderly United States populations 1982-1994". *Proceedings of the National Academy of Sciences, USA*, 94(6):2593-2598
- Manton, K. G. et al (1998): "The dynamics of dimensions of age-related disability 1982 to 1994 in the U:S: elderly population", *Journal of gerontology. Series A. Biological Sciences and Medical Sciences*, 53(1):B59-B70
- Marmot, M. G. (1986): "Social inequalities in mortality: the social environment", i Wilkinson, R. G.: *Class and health*. London: Tavistock
- Marmot, M. G. m.fl. (1978): "Changing social class distribution of the heart disease". *British Medical Journal*, 2: 1109-1112
- Marmot, M. G. m.fl. (1978): "Employment grade and coronary heart disease in British civil servants". *Journal of Epidemiology of Community Health*, 32(4): 244-249
- Marmot, M. G. og McDowell M. E. (1986): "Mortality decline and widening social inequality". *Lancet*, 2: 274-276
- Melhorn, R. J. (1994): "Oxidants and antioxidants in aging", i Timiras, P. S.: *Physiological basis of aging and geriatrics*. Boca Raton: CRC Press
- Midtsundstad, T. og Dahl, E. (2000): *Yrke og forventet levealder*. FAFO-notat 2000:20. Oslo: FAFO
- Musterd, S. og Ostendorf, W (Eds) (1998): *Urban Segregation and the Welfare State: Inequality and Exclusion in Western Cities*. London: Routledge.

- Olshansky, S.J. og Wilkins, R. (1998): Introduction. Special Issue: Policy Implications of the Measures and Trends in Health Expectancy. *Journal of Aging and Health*, 10(2): 123-135
- Ostir, G.V. et al (1999): "Disability in older adults: Prevalence, causes and consequences". *Behavioral Medicine*, 24(4):147-156
- REVES (1995): *Global Assessment in Positive Health*. Paper no 196. Montpellier: REVES (Réseau Espérance de Vie En Santé)
- Robine, J. M. og Ritchie, K. (1991): "Healthy life expectancy, evaluation of a global indicator of change in population health". *British Medical Journal*, 302: 457-60
- Rognerud, M. A og Stensvold, I.(red) (1998): *Oslohelse. Utredning om helse, miljø og sosial ulikhet i bydelene*. Oslo: Oslo kommune – Ullevål sykehus
- Rognerud, M. A. m.fl. (1998): "Strong regional links between socioeconomic background factors and disability and mortality in Oslo, Norway". *European Journal of Epidemiology*, 14(5): 457-63
- Rognerud, M. A. m.fl. (2002): "Sosial ulikhet i psykisk helse og livsstil". *Norsk Epidemiologi*, 12 (3): 239-48
- Rognerud, M. A. og Stensvold, I. (1997): *Bydelseutredning for Oslo*. Oslo: Klinikk for forebyggende medisin
- Romøren, T. I. og Hagestad, G. (1991): *Larvikundersøkelsen – Forløp av avhengighet, tjenesteforbruk og familieomsorg i høy alder*. Oslo
- Romøren, T.I. (2001): *Den fjerde alderen: Funksjonstap, familieomsorg og tjenestebbruk hos mennesker over 80 år*. Oslo: Gyldendal
- Schroll, M. (1989): *Nye tider – Nye eldre. Helbred*. København: EGV-fonden
- Sen, Amartya (1997): *On economic inequality*. Oxford. Oxford University Press.

- Shouls, S. m.fl. (1996): "Modelling inequality in reported long-term illness in United Kingdom". *Journal of Epidemiology and Community Health*, 50: 366-376
- Sloggett, A. og Joshi, H. (1994): "Higher mortality in deprived areas: community or personal disadvantage". *British Medical Journal*, 309: 1470-1474
- Smith, G. D. (1996): "Income inequality and mortality, why are they related?" *British Medical Journal*, 312: 987-8
- Smith, G. D. m.fl. (1997): "Lifetime socioeconomic position and mortality: prospective observational study". *British Medical Journal*, 314: 547-552
- Sosial- og helsedepartementet (1998): *Sammenlikningstall for kommunene 1998, Styrings- og informasjonssystemet for helse- og sosialtjenesten i kommunene ("Hjulet")*, Oslo
- Sosial- og helsedirektoratet (2003): *Veileder. Registrering av IPLOS-opplysninger Versjon 1.0*, Oslo
- Sosialdepartementet (1992): *Trygghet – verdighet – omsorg*. Norges offentlige utredninger: 1992:1
- SSB (1997): *Om segregasjon og ulikhet i norske byer*, Sosioøkonomiske studier, SSB, Oslo 1997.
- St meld nr 14 (1994-95): *Om levekår og boforhold i storbyene*
- St meld nr 16 (2002-2003): *Resept for et sunnere Norge*
- St meld nr 30 (2000-2001) *Langtidsprogrammet 2002-2005*.
- St meld nr 50 (1998-99) *Utjamningsmeldinga*
- Stansfield, S. (1999): "Social support and social cohesion", i *Social Determinants of Health*. Marmot M. and Wilkinson, R. editors. Oxford: Oxford University Press
- Statistisk sentralbyrå (1992): *Levekårsundersøkelsen 1991*. Oslo
- Statistisk sentralbyrå (1997): *Levekårsundersøkelsen 1995*. Oslo

- Statistisk sentralbyrå (1999): *Helseundersøkelsene 1995*, NOS C516, Oslo
- Statistisk sentralbyrå (2003): *Framskrivning av folkemengden 2002-2050*. Oslo
- Statistisk sentralbyrå (2003): *Levekårsundersøkelsen 2002*. Oslo
- Sundt, E. (1978): *Om fattigforholdene i Christiania*, Kristiania 1867/Oslo 1978, Verker i utvalg, nr 11, Pax.
- Svanborg, A. og William-Olson, M. (1984): *Gammal eller ung på äldre dar*. (Göteborgundersøkelsen), Socialstyrelsen, Stockholm.
- Svanborg, A. m. fl. (1989): "Åldrande och hälsa: Ytterligare rön från Göteborgstudien". *Läkartidningen*, 86: 2747-2778
- Sælleg, W. F. (2002): "Handlingsplan for eldreomsorgen. De gode intensjoner". *Aldring og eldre*, nr 1 2002
- Sælleg, W. F. (2002): "Etter handlingsplan: Hva nå?" *Aldring og eldre*, nr 2 2002
- Thelle, D. (1998): *Innføring i epidemiologi*. Oslo: Cappelen
- Thorslund, M. og Larsson, K. (2002): *Äldres behov: en kunskapsöversikt och discussion om framtiden*. Stockholm
- Thurmer, H.(1993): *Risk factors for 13-year mortality from cardiovascular disease by socioeconomic status. A study of 44690 men and 17540 women, aged 40-49*. ISM-skriftserie nr 26. University of Tromsø.
- Tibblin, G. og Johanson, K.E.(1975): *Tobaken, hälsorisk och miljöhot*. Stockholm: Pogo Press
- Toresen, Jøran (2003a): *Handlingsplan for eldreomsorgen. Virkninger på kapasitet, dekning og årsverksforbruk*. Oslo: Norsk- institutt for by- og regionforskning. NIBR-rapport 2003:11.
- Toresen, Jøran (2003b): *Handlingsplan for eldreomsorgen. Mindre ulikhet i dekning og årsverksforbruk?* Oslo: Norsk- institutt for by- og regionforskning. NIBR-notat 2003:113.

-
- Toresen, Jøran (2004): *Regresjonsanalyser av dødelighet i Oslo*. Oslo: Norsk- institutt for by- og regionforskning. NIBR-notat 2004:110.
- Townsend, P, Davidson, N. og Whitehead, M. eds (1988): *Inequality in health (the Black report and the Health divide)* London: Penguin
- Townsend, P, og Davidson, N. (1982) *Inequalities in health. The Black Report*. Harmondsworth: Penguin Books
- Townsend, P. (1979): *Poverty in the United Kingdom*. Harmondsworth: Penguin
- Townsend, P., Davidson, N. og Whitehead M. (1992): *Inequalities in health. The Black Report. The health divide*. Revised and updated. Harmondsworth: Penguin Books
- Towsend and Davidson (1982): *Inequalities in Health. The Black Report*, London 1982.
- Valkonen, T. (1989): "Adult mortality and level of education: a comparison of six countries" i Fox, A.J., (ed.): *Health inequalities in European countries*. Aldershot: Gower
- Vågerø, D. og Lundberg, O. (1995): "Health inequalities in Britain and Sweden". *Lancet*, 2: 35-36
- Vågerø, D. og Lundberg, O. (1995): "Socio-economic mortality differentials among adults in Sweden". I Lopez, A.D., Onsell, G. og Valkonen, T. (eds.): *Adult mortality in developed countries: form description to explanation*. Oxford: Clarendon Press
- Westin, S. (1994): "Sosial klasse – dimensjonen som forsvant?" *Tidsskrift for Den norske lægeforening*, 114: 2821-3
- Wetle, T. (1997): "Aging is a womens's issue". *Journal of American Medical Women's Association*, 52
- Wilkinson, R. D. (1997): "Income inequality summarises the health burden of individual relative deprivation". *British Medical Journal*, 314: 1727-8

- Wilkinson, R. D. (1997): "Socioeconomic determinants of health. Health inequalities: relative or absolute material standards?" *British Medical Journal*, 314: 591-4
- Wilkinson, R. G. (1992): "National mortality rates: the impact of inequality?" *American Journal of Public Health*, 82(8): 1082-1084
- Wilkinson, R. G. (1994): "Divided we fall. The poor pay the price of increased social inequality with their health". *British Medical Journal*, 308: 1113-14
- Wilkinson, R. G. (1996): *Unhealthy societies: The affliction of inequality*. London: Routledge
- Wilkinson, R. G. (1997): "Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in Western Europe". *Lancet*, 349: 1655-59
- Wilson, M. og Daily, M. (1997): "Life expectancy, economic inequality, homicide, and reproductive timing in Chicago neighbourhoods". *British Medical Journal*, 314: 1271-4
- Waalder, H.T. (1999): "Sykdomsutvikling for eldre fram til 2030". I: Statens helsetilsyn: *Scenario 2030. Sykdomsutvikling for eldre fram til 2030*. Rapport nr 6, Oslo