

Tove Midtsundstad
Espen Dahl

Yrke og forventet levealder

Tove Midtsundstad
Espen Dahl

Yrke og forventet levealder

© Forskningsstiftelsen Fafo 2000
ISSN 0804-5135

Innhold

| | |
|---|-----------|
| Forord | 4 |
| 1 Bakgrunn og tema | 5 |
| 2 Tidligere undersøkelser | 7 |
| Yrkesforskjeller i dødelighet | 7 |
| 3 Data og metode | 9 |
| 4 Resultater | 12 |
| Kjønn, sysselsettingsstatus og levealder | 12 |
| 5 Mulige forklaringer | 21 |
| Seleksjon | 21 |
| Oppvekstvilkår og livsløp | 22 |
| Helseatferd | 22 |
| Psykososiale faktorer | 23 |
| Materielle forklaringer | 24 |
| Helsetjenesten | 25 |
| 6 Oppsummering og diskusjon | 26 |
| Markerte forskjeller etter kjønn og yrke | 26 |
| Tidlig avgang og forventet pensjonstid | 26 |
| Yrkesaktive lever betydelig lenger enn ikke-yrkesaktive | 27 |
| Komplekse forklaringer | 27 |
| Litteratur | 28 |
| Vedlegg 1 Nærmere om data og metode | 30 |

Forord

I dette notatet beregnes forventet levealder i ulike yrkesgrupper ved hjelp av dødelighetstabeller. Vi beskriver forskjeller i levetid ved inngangen til og ved utgangen av yrkeslivet. Disse forskjellene drøftes så i forhold til et utvalg mulige årsaker. Vi anser resultatene som interessante både i helsemessig og sosialpolitisk sammenheng, og ikke minst i forhold til spørsmål om behovet for førtidspensjonering, hva som er en rimelig avgangsalder og kostnadene ved pensjonsforsikring for ulike yrkesgrupper.

Prosjektet utføres på oppdrag av Landsorganisasjonen i Norge. Datamaterialet er hentet fra Folke- og boligtellingene (FoB) og dødsårsaksregisteret. I den forbindelse takker vi Jens Kristian Borgan fra Statistisk sentralbyrå som har tilrettelagt data for oss og kommentert et notatutkast. Notatet er ellers et fellesprodukt fra forfatterne, hvor Espen Dahl har vært prosjektleder og hatt hovedansvaret for del en, to og fem, mens Tove Midtsundstad har skrevet mesteparten av del tre, fire og seks, samt vedlegg 1. Hun har også foretatt beregningene. I prosessen har vi hatt god støtte av Axel W. Pedersen og Jon Pedersen ved Fafo, som begge har kommentert notatutkast og kommet med innspill. Ansvar for notatets innhold med de feil og mangler som måtte forekomme, er likevel forfatterens eget.

Oslo, oktober 2000

Espen Dahl og Tove Midtsundstad

1 Bakgrunn og tema

Det er et etablert funn fra internasjonal forskning at manuelle arbeidere – særlig ufaglærte arbeidere – løper forhøyet risiko for sviktende helse, sykdom og for tidlig død (Mackenbach m.fl. 1997). Det er få tegn på at dødelighetsforskjellene mellom ufaglærte arbeidere og funksjonærer minker: En norsk undersøkelse viser at forskjellene i tapte leveår mellom mannlige ufaglærte arbeidere og høyere funksjonærer økte fra 1960-tallet til 1980-tallet, fra 140 til 160 tapte leveår per 1000 personer (Dahl og Kjærsgaard 1993). Tall for 1990-tallet finnes ikke. Vi har heller ingen kunnskap om ulikheter i forventet levealder hos ulike yrkesgrupper. Dette prosjektet fokuserer derfor på yrkesmessige forskjeller i forventet levealder. Vi ønsker å beskrive forskjeller i forventet levealder ved inngangen til yrkeslivet og ved inngangen til pensjonsalderen, og drøfte variasjonene i forhold til relevante årsaker.

Implikasjonene bør være interessante i helsemessig og sosialpolitisk sammenheng: Årsakene til forskjeller i forventet levealder mellom ulike yrker påkaller en drøfting av forklaringer og intervensjoner av ulike slag. Samtidig melder det seg spørsmål om behovet for førtidspensjonsordninger og hva som er rimelig avgangsalder for ulike yrkesgrupper, samt spørsmål om kostnader ved pensjonsforsikringer for ulike yrkesgrupper med varierende forventet levealder.

Et prosjekt om forventet levealder i ulike yrker og yrkesgrupper faller også inn under temaet «sosial ulikhet i helse». Dette uttrykket viser til hvordan helse, sykdom og for tidlig død henger sammen med sosiale og økonomiske forhold, som igjen følger sosial klasse, yrke, utdanning, inntekt og bosted. Sosial ulikhet i helse betegner en fordeling som følger en sosial rangorden; den influeres av sosiale krefter som oppfattes som uønsket og urettferdig, og som det derfor både kan og bør gjøres noe med.

Studier av sosial bakgrunn og helse er ikke av ny opprinnelse. I Sverige virket Bäck allerede på 1700-tallet. På 1800-tallet hadde England Engels, Tyskland Virchow, og Norge Sundt. Bäck skrev om farsotter, sykdommer og folkedød blant allmuen og identifiserte årsakene: «När jag ettersinnar orsakarna til sjukdomar och omåttelig folkdöd iblant almoge, och sãmrehopen i städerna, så ställa sig i första rummet Fattigdom, Elände, brist på Brödfödan, Ängslan och Misströstan» (Bäck 1765 sitert etter Lundberg 1998:1). Engels (1987) dokumenterte den engelske arbeiderklassens slette helseforhold. Han pekte på at arbeiderklassen var utsatt for alle de «klassiske» risikofaktorene for sykdom og for tidlig død som er knyttet til naken fattigdom: luft- og vannforurensning, trangboddhet, fuktige boliger, usle sanitære forhold, mangel på klær, ufordøyelig mat og elendige arbeidsforhold (128–129). Tyskeren Virchow hadde et særlig våkent blikk for de epidemiske sykdommenes sosiale karakter. Han framholdt at de fattigslige kår som særlig arbeiderne levde under, gjorde dem spesielt sårbare for sykdom forårsaket av klimapåkjenninger, smitte og andre risikofaktorer (Fugelli 1995). I sin studie av de fattige i Christiania rundt 1850 beskrev Eilert Sundt (1978:40) fattigbefolkningens helseplager på denne nesten maleriske måten: «Denne vedvarende og næsten storartede svaghets- og lidelsestilstand, som fattigfolket sukker under».

At helsa var ulikt sosialt fordelt i en tid da den materielle nød var stor for svært mange, og spesielt i arbeiderklassen, overrasker ingen. At helsa også i dag er ulikt sosialt fordelt i land der kun de færreste lever i materiell armod, er langt mindre opplagt og vanskeligere å forklare. I moderne tid markerer den såkalte Black-rapporten, som ble utgitt i England i 1980, et tidsskille, først i forskningen og seinere i politikken (Townsend og Davidson 1982). Rapporten påviste at klasseforskjellene i dødelighet hadde økt i landet etter krigen. Den førte til et kraftig oppsving i forskningsaktiviteten i en rekke europeiske land, også i våre naboland Sverige og Finland, og mye ny kunnskap ble produsert. I neste avsnitt gjennomgår vi noe av denne litteraturen.

2 Tidligere undersøkelser

Yrkesforskjeller i dødelighet

Et gjennomgående funn i den internasjonale litteraturen er at dødeligheten i manuelle yrker er høyere enn i ikke-manuelle yrker (Machenback 1997). Det betyr at forventet levealder er kortere i disse yrkene, siden levealderen er en funksjon av dødelighetsratene for aldersgruppene. Det er imidlertid vanskelig å finne studier av forventet levealder etter yrker/yrkesgrupper. Det er vist at dødeligheten blant menn er lav blant lærere, folk med teknisk og vitenskapelig arbeid, gårdbrukere og skogsarbeidere, og blant leger og tannleger. Høy dødelighet finner de særlig blant sjøfolk, servitører, last-, losse- og lagerarbeidere, og vaktmestere og rengjøringspersonell (Borgan og Kristofersen 1986:44). Blant kvinner er dødeligheten lav blant lærere, sykepleiere, gårdsarbeidere, leger og tannleger og selvstendige innen jordbruk, skogbruk m.v. Dødeligheten er lav i yrker som servitører, pakkere og lagerarbeidere, og ledere innen offentlig og privat virksomhet (Borgan og Kristofersen 1986:48). I denne studien ble forventet levealder ikke beregnet. Et lignende mål ble likevel kalkulert, nemlig tapte leveår mellom 22,5 og 72,5 år.¹ Blant menn tapte sjøfolkene 3,8 år mer enn lærerne. Blant kvinner tapte servitører 0,8 flere leveår enn lærerne. Forskjellene er altså klart større for menn enn for kvinner, noe som er gjennomgående også i andre land. Disse norske tallene er fra 1970-tallet.

En svensk studie med data fra 1980-tallet fant at dødeligheten for begge kjønn var høy blant verkstedmekanikere, rengjøringspersonell, busskonduktører og bokbindere. Yrker med særskilt lav dødelighet var blant annet lærere (begge kjønn), mannlige domstolsjurister og kvinnelige førskolelærere (Gullberg og Vågerø 1996). I denne rapporten finnes ikke beregninger av forventet levealder.

En finsk studie finner at mannlige bergverksarbeidere er mest utsatt, mens ansatte innen teknisk arbeid og vitenskapelig arbeid er minst utsatt for prematur (tidlig) død. Blant kvinner er dødeligheten høyest blant dem som arbeider innenfor transport og kommunikasjon, mens ansatte i tekniske og vitenskapelige yrker kommer best ut (Notkola m.fl. 1997). Vi må også til Finland for finne arbeider som viser sammenhengen mellom levealder og yrke, yrkesklasse, og andre sosioøkonomiske indikatorer. Valkonen m.fl. (1993) fant at levealderen blant menn var seks år kortere blant arbeidere enn blant høyere funksjonærer. Et tilsvarende bilde ble avdekket av Kaprio m.fl. (1996). En tredje finsk analyse, som ser på forventet levealder etter 60 år, viser det samme mønsteret (Valkonen m.fl. 1990). Det samme viser en seinere finsk

¹ Tapte leveår framkommer ved å trekke forventet levealder fra 50 år, som er den maksimale levetid mellom 22,5 og 72,5 år.

studie av Valkonen m.fl. (1997): Levealderen er markert kortere i grupper med lav utdanning enn i grupper med høyere utdanning.

Til tross for de betydelige forskjellene i dødelighet og forventet levealder vi kan observere etter yrke, er det verd å bemerke at forskjellene mellom yrkesaktive og ikke-yrkesaktive er minst like store. Fordi en rekke undersøkelser klart demonstrerer at det ikke er tilfeldig hvem som befinner seg utenfor arbeidsmarkedet – det er en stor overvekt av ufaglærte, manuelle arbeidere – er dette med på å tilsløre de reelle yrkesforskjellene i dødelighet og levealder. Dette kommer vi tilbake til.

Endringer over tid

I Norge er det ikke utgitt analyser av yrke og dødelighet som viser endringene de siste titalls år. Det nærmeste vi kommer er en studie av «tapte leveår» etter yrkesklasse, som også ser på utviklingen fra 1960- til 1985-tallet. Ufaglærte arbeidere og lavere funksjonærer har flest tapte leveår ved alle tre måletidspunkter. Forskjellene i tapte leveår mellom klassene øker også noe i denne perioden (Dahl 1993). En lignende utvikling er dokumentert for en rekke andre vestlige land. Denne overdødeligheten blant ufaglærte arbeidere må karakteriseres som et viktig helseproblem. I perioden 1980–1985 tilsvarte overdødeligheten blant voksne ufaglærte mannlige arbeidere 327 tapte liv per år i gjennomsnitt. Dette tilsvarer omtrent like mange som i 1990 døde av trafikkulykker, og langt flere enn de som har dødd av AIDS i Norge. Ennå finnes det likevel ikke publiserte norske data over utviklingen av dødelighetsforskjellene for 1990-tallet.

3 Data og metode

Fra Statistisk sentralbyrå (SSB) har vi fått opplysninger om aldersgruppe, kjønn, yrkesaktivitet og yrkestilhørighet for hele befolkningen fra folke- og boligtellingerne (FoB) for 1970 og 1980, og utvalgstell for 1990. Disse er koplet til opplysninger om antall døde og antall levde år fra dødsårsaksregisteret for de fem femårsperiodene 1.11.1970 – 31.10.1975 til og med 3.11.1990 – 2.11.1995. Levealdersberegningene og datamaterialet er nærmere beskrevet i vedlegg 1.

Forventet levetid beregnes ved hjelp av såkalte dødelighetstabeller. Beregningene av forventet levealder ved hjelp av dødelighetstabeller bygger på en rekke forutsetninger og forenklinger. Våre dødelighetstabeller er i hovedsak beregnet på basis av opplysninger om dødeligheten i ulike aldersgrupper «i dag». Vi følger altså ikke en alderskohort over livsløpet fra fødsel til død. I stedet konstruerer vi et årskull eller (en kohort) basert på dagens dødelighetserfaringer i ulike aldersgrupper. Tallene for forventet levealder besvarer egentlig spørsmålet: Dersom framtidens befolkning har samme aldersspesifikke dødelighet som «i dag», hvor lenge vil de da leve? Et tall for forventet levetid forteller derfor noe om hva levalderen framover ville være, hvis morgendagens mennesker har samme dødelighet som mennesker i dag. Vi vet ut fra historiske erfaringer at en slik forutsetning er urealistisk, ja rent ut sagt feil. På den annen side vil vi ikke vite hva som er riktig levealder for dem som lever i dag før det er gått mer enn 100 år og alle er gått hen.

Et praktisk problem når en beregner forventet levealder for ulike yrker og yrkesklasser er at informasjon om yrke for pensjonister ikke finnes umiddelbart tilgjengelig. Pensjonister og andre ikke-yrkesaktive spørres ikke om tidligere yrke i folketellingene. Når en skal beregne forventet levealder for ulike yrker eller yrkesgrupper med utgangspunkt i tverrsnittsdata, er det derfor et problem å estimere korrekte dødelighetsrater for personer over pensjonsalder, da de ikke lenger kan relateres til et yrke eller en yrkesgruppe.

Vi har forsøkt å nærme oss dette problemet ved å benytte dødelighetsratene for tidsperioden 1.11.1980 – 31.10.1985 for dem som tilhørte de aktuelle yrkesklassene i 1970 og da var 50 år eller eldre,² i stedet for å benytte tall over antall døde og levde år for dem over 64 år som var i yrket i 1970.³ Det vil si at vi for disse alderskohortene i realiteten benytter longitudinelle data, ved at en alderskohort følges over tid (jf. tabell 1). På samme måte har vi benyttet dødelighetsratene for perioden 1.11.1985 – 31.10.1990 for dem som var i yrket i 1970 (i stedet for 1980) når vi ser på forventet levealder for dem som var over 64 år i tidsperioden 1.11.1985 – 31.10.1990, og for dem som var over 64 år i tidsperioden 3.11.1985 – 2.11.1995 (jf. vedlegg 1).

² Disse vil da være 65 år eller eldre i tidsperioden 1.11.1985 – 31.10.1990.

³ Dette går an fordi vi har longitudinelle data for perioden 1970 til 1990. Det vil si at vi har opplysninger om død og levetid for de fire femårsperiodene fra 1970–75 til og med 1985–90 for alle som var i et bestemt yrke i henholdsvis 1970 og 1980.

Når vi benytter denne teknikken, er det rimelig å forvente at levealderen blir noe høyere enn den ville ha blitt om vi bare benyttet data for perioden 1970–75, mens den blir noe lavere enn den ville ha blitt om vi bare hadde benyttet data for henholdsvis 1985–90 og 1990–95, da den generelle levealderen for en 20-åring har økt fra begynnelsen av 1970-tallet til første halvdel av 1990-tallet med om lag to år (SSB 2000). På den annen side vil vi ved beregning av levealderen for de enkelte yrkesgruppene ved bruk av vår metode få med en del som var yrkesaktive som 50-åring, selv om de seinere ble tidligpensjonert av helsemessige eller andre årsaker. Det vil si at vi til en viss grad «kontrollerer for» deler av «den sunne arbeidereffekten» som omtales nedenfor.

Et problem når en baserer seg på data om yrkesstatus fra bare et tidspunkt er selvfølgelig yrkesmobiliteten. Det vil si: hvor sannsynlig er det for eksempel at de som var 50 år og eldre i 1970, og da tilhørte en bestemt yrkesklasse, også tilhørte denne yrkesklassen på slutten av 80-tallet? Vi har bare hatt mulighet til å se på sammenhengen mellom yrkestilhørighet i 1970 og 1980, og våre tall viser at korrelasjonen mellom yrkesklasse på de to tidspunktene er relativt høy: over 50 prosent av dem som var kategorisert i en bestemt yrkesklasse i 1970, kunne gjenfinnes i den samme yrkesklassen i 1980. Hvor sterk sammenhengen er, avhenger av alder: jo høyere alder, jo mindre mobilitet. Dette gjelder både for menn og kvinner. Våre tall viser at mellom 60 og 70 prosent av dem som tilhørte en yrkesklasse i 1970 og var mer enn 50 år, var å finne i den samme yrkesklassen også i 1980.

Yrkesmobilitet og mobilitet inn i og ut av arbeidsmarkedet som er relatert til helse og sykdom, gjør også at beregningene av levealder blir litt vilkårlige og antakelig systematisk skjeve. «Den sunne arbeidereffekten» som er påvist i Norge, bidrar til dette (Dahl 1993, Dahl og Kjærsgaard 1993). Uttrykket den sunne arbeidereffekten viser til at det i enkelte yrker eller yrkeskategorier som har høy dødelighetsrisiko, etter en tid bare vil være igjen personer som har ekstraordinær god helse, og som derfor tåler belastningene og helserisikoen som yrket påfører dem. Effekten av slike prosesser blir at de gjenværende i denne typen yrker har god helse og lav dødelighet. De som har forlatt yrket finnes ofte utenfor arbeidsstyrken i lettere funksjonæryrker eller blant dem som ikke er yrkesaktive. Den samlede effekten av slik bevegelse blir at den høye helserisikoen i bestemte yrkeskategorier – som ufaglærte arbeideryrker – systematisk undervurderes, mens den lave helserisikoen ved et lettere og mindre belastende yrke overvurderes. I kapittel fem, om forklaringer, drøftes dette grundigere.

Et tilsvarende problem med å gruppere etter yrkesklasse gjelder for så vidt også for personer under yrkesaktiv alder, mellom 0 og 20 år. I beregningene i dette notatet har vi imidlertid valgt å se bort fra dødeligheten for dem under 20 år. Indirekte betyr det at vi forutsetter de samme dødelighetsratene for dette aldersintervallet uansett kjønn og seinere yrkestilhørighet. Dette vil isolert sett bidra til at våre estimerte forskjeller mellom kjønnene og mellom ulike yrker blir noe mindre enn de reelle, da studier viser at menn har høyere dødelighetsrater i ung alder enn kvinner. Forskning viser i tillegg at dødelighetsratene for personer fra 0–15 år varierer med foreldrenes yrke og utdanningsnivå (Valkonen m.fl. 1990) – en faktor som igjen gjerne samvarierer med valg av egen utdanning og yrke. Alternativt kunne vi, som i den nevnte finske studien, ha lagt inn dødelighetsrater avhengig av foreldrenes utdannings- og yrkesbakgrunn, eller lagt inn de generelle dødelighetsratene for menn og kvinner mellom 0 og 20 år. Det første ville gitt en bedre tilpasning til de reelle forskjellene mellom ulike yrkesklasser og yrker, mens det andre ville gitt mer presise anslag for menn og kvinners

levealder. Et argument mot å legge inn dødelighetsrater for barn og unge når en beregner levealder for ulike yrker er at en lar alle «stille likt» når de starter yrkeskarrieren. Vi måler dermed i større grad forskjellene i dødelighet og levealderen som følge av yrkesbakgrunn. Resultatene vil være «rensket» for deler av forskjellen som knytter seg til blant annet ulike oppvekstvilkår og/eller ulik sosial bakgrunn.

Et tredje problem er at vi bare har samledata for aldersgruppen 80+. Det vil si at mens hver av de øvrige aldersgruppene inneholder fem alderskohorter, har vi måttet samle alle som er 80 år og eldre i én og samme aldersgruppe, uavhengig av om de er 80 eller 101 år. Da vi ser på dødelighet over en femårsperiode, medfører dette selvfølgelig at vi estimerer for få levde år for denne gruppen, og dermed også en for lav gjenstående forventet levetid. Det er rimelig å tro at flertallet i aldersgruppen faktisk vil leve lenger enn fem år. Én måte en kan ta hensyn til dette på, er ved å korrigere formelen for beregning av forventet gjenstående levetid for aldersgruppen 80+, slik at den forventede levetid for henholdsvis 20-årige menn og 20-årige kvinner for eksempel tilsvarte SSBs tall for de samme alderstrinnene. Vi har ikke gjort det i våre beregninger. Det vil si at den forventede levealderen for en 20 åring ifølge våre beregninger vil ligge noe lavere enn hva for eksempel SSBs tall viser. I særlig grad vil dette gjelde for kvinner, da det er langt flere kvinner enn menn som lever til de er godt over 80 år. Forskjellen mellom menn og kvinner vil dermed bli noe undervurdert i våre beregninger. Dette vil likevel ikke få avgjørende betydning for vår sammenligning mellom ulike yrker, da vi sammenligner yrker for menn og kvinner for seg.

Når det gjelder gjennomsnittlig levetid i observasjonsperioden for dem som dør i løpet av tidsintervallet, har vi i våre beregninger forutsatt en gjennomsnittlig levetid i observasjonsperioden på 2,5 år for alle aldersgrupper. Vi antar med andre ord at dødeligheten i det aktuelle femårsintervallet fordeler seg jevnt over femårsperioden. For menn og kvinner samlet, og for yrkespassive og yrkesaktive, har vi regnet ut den faktiske gjennomsnittlige levealderen for utvalget.⁴

⁴ Andelen levde år for dem som dør i observasjonsperioden, a , vil normalt være 0,5 for personer over 1 år. Vi har derfor ikke brukt tid på å beregne levetiden for de døde i de ulike aldersklassene i de separate beregningene for yrkesklassene, da vi her, på grunn av for små utvalg, ville ha fått urimelig store variasjoner i a . Uansett har det begrenset betydning for beregningsresultatet.

4 Resultater

Kjønn, sysselsettingsstatus og levealder

Beregninger viser at en hypotetisk kohort kvinner på 20 år kan forventes å leve til de er litt over 80 år hvis vi baserer oss på data om død og antall levde år for perioden fra 3.11.1990 til 2.11.1995, mens en mann på 20 kan forventes å leve til han er nærmere 75 år.

Sammenligner vi våre tall for forventet gjenstående levetid for 20-åringer med SSBs beregninger for perioden 1971–75 og 1991–95, finner vi små avvik for menn og noe større avvik for kvinner (jf. SSB 2000).⁵ Avvikene må blant annet ses i sammenheng med at våre beregninger baserer seg på gjennomsnittstall for fem og fem kohorter, ikke én og én, at vi bare har en alderskategori for alle over 80 år, at vi bygger på utvalgstall fra FoB for 1990–95, og at vi ikke benytter helt den samme beregningsmetoden (jf. kap. 3, vedlegg 1, samt Chiang 1984, Foss, 1998).

Det er, som tidligere sagt, en relativt stor forskjell i levealder mellom yrkesaktive og yrkespassive, og forskjellen er langt større for menn enn for kvinner. En yrkesaktiv mann kunne, når vi tar utgangspunkt i tall fra begynnelsen av 1970-tallet, forvente å leve nærmere 13 år lengre enn en yrkespassiv mann. For kvinner var forskjellen på snaut seks år. Baserer vi oss på tall for perioden 3.11.1990 – 2.11.1995, var denne forskjellen redusert til rundt sju år for menn og cirka åtte år for kvinner. Den relativt kraftige økningen i levealder blant yrkespassive menn kan ha sammenheng med en økt førtidspensjonering, som isolert sett fører til flere yngre, og trolig friskere, yrkespassive. I tillegg kan det ha sammenheng med den generelle økningen i uførepensjoneringen, hvor større, og kanskje friskere, grupper enn tidligere ble yrkespassive. For kvinner kan den økte forskjellen trolig relateres til den sterke veksten i kvinners yrkesdeltakelse, som trolig bidrar til at yrkespassivitet blant yngre kvinner i større grad enn tidligere har helsemessige årsaker.

Størst forskjell i forventet levealder finner vi mellom yrkespassive menn og yrkesaktive kvinner. Yrkesaktive kvinner kunne i gjennomsnitt forvente å leve nærmere 20 år lenger enn yrkespassive menn, når vi tok utgangspunkt i tverrsnittsdata for dødelighet og levetid i perioden 1.11.1970 – 31.10.1975. Her må en likevel ha i mente at det var relativt få yrkesaktive kvinner i første halvdel av 1970-tallet, slik at disse nok utgjorde et selektivt utvalg av den kvinnelige befolkningen. Det kan likevel ikke være hele forklaringen, da forskjellen mellom yrkesaktive kvinner og yrkespassive menn fremdeles var på nærmere 17 år i første halvdel av 1990-tallet, og det på tross av en kraftig økning i kvinners yrkesdeltakelse i perioden.

⁵ Forventet gjenstående levetid for periodene 1971–75 og 1991–95 er her beregnet å være hhv. 53,21 og 55,26 år for en 20-årig mann, og 58,89 og 61,06 år for en 20-årig kvinne (SSB 1999).

Tabell 1 Forventet levealder for en 20-åring, etter kjønn og yrkesaktivitet (>500 t per år). Tallene er beregnet med bakgrunn i data over antall døde og gjennomsnittlig levetid for 15–64-åringene for femårsperiodene 1970–75, 1980–85 og 1990–95, og for aldersgruppen 65+ for femårsperioden 1985–90⁶

| Kjønn og/eller yrkesklasse | 1970–75 | 1980–85 | 1990–95 ⁷ |
|----------------------------|---------|---------|----------------------|
| Kvinner | 80,9 | 79,6 | 80,0 |
| Menn | 72,9 | 73,3 | 74,7 |
| Yrkesaktive | 78,5 | 79,7 | 81,8 |
| Yrkespassive | 75,5 | 75,0 | 74,9 |
| Yrkesaktive menn | 76,9 | 78,6 | 78,4 |
| Yrkespassive menn | 63,8 | 68,9 | 71,2 |
| Yrkesaktive kvinner | 83,4 | 86,0 | 88,2 |
| Yrkespassive kvinner | 78,0 | 79,8 | 79,8 |

Kjønn, yrkesklasse og forventet levetid

Vi har også beregnet gjennomsnittlig forventet levealder for et utvalg yrkeskategorier med utgangspunkt i SSBs inndeling i yrkesklasser og yrkesgrupper (NYK-nummer) (SSB 1985 og Arbeidsdirektoratet 1995).

Ikke overraskende finner vi størst forskjell i levealder mellom såkalte manuelle og ikke-manuelle yrkesklasser, som i mange tilfeller er lik forskjellen mellom yrker og yrkeskategorier som fordrer henholdsvis lav eller høy utdanning (jf. tabell 2). Lærere, leger og tannleger, bedriftsledere og ansatte innen teknisk arbeid, kjemikere og fysikerarbeid, biologisk arbeid med videre, har alle en gjennomsnittlig forventet levealder på snaut 80 år, når vi baserer oss på tall for perioden 1.11.1990 – 31.10.1995, mens den forventede levealderen for personer innen veitrafikkarbeid utenom vare- og lastebilsjåfører, såkalt annet bygge- og anleggsarbeid, næringsmiddel- og tobakksarbeid, smelteverk, metallverk og støperiarbeid, tynnplatearbeidere, sveisere, brennere, plate-/stålkonstruksjonsarbeid, hotell- og restaurantarbeid, og fiske- og fangstarbeid, var på drøyt 74 år.

Fordelingen etter yrkesgruppe gir det samme mønsteret (jf. figur 1). Den høyeste forventede levealderen finner en blant yrkesgrupper med høy utdanning, som privatpraktiserende jurister, lektorer, adjunkter, lærere og leger, og blant folk som jobber i bedriftsadministrasjonen (det vil i stor grad si høyere funksjonærer i privat sektor). Disse kan forvente å leve fra seks til åtte år lenger enn for eksempel en drosjesjåfør, papirarbeider, lagerarbeider eller en gruve- og sprengningsarbeider. Midt på treet finner vi, på den ene siden, ulike fagarbeidere og håndverksgrupper, som rørleggere, elektrikere, bygningsarbeidere, maskin- og motorreparatører og murere, og på den annen side, ulike høyskolegrupper og funksjonærgrupper, som butikk-, bank- og salgsfunksjonærer, kjøpmenn og polititjenestemenn.

⁶ Da populasjonstallene refererer seg til hhv. 1970 og 1980, er de korrigert for antall døde og annet frafall i tidsperioden fra 1970 til 1985 og 1980 til 1985.

⁷ Tallene som presenteres for 1990–95 er basert på et veid utvalg fra folke- og bolig tellingen, ikke en fulltelling som i de øvrige tilfellene.

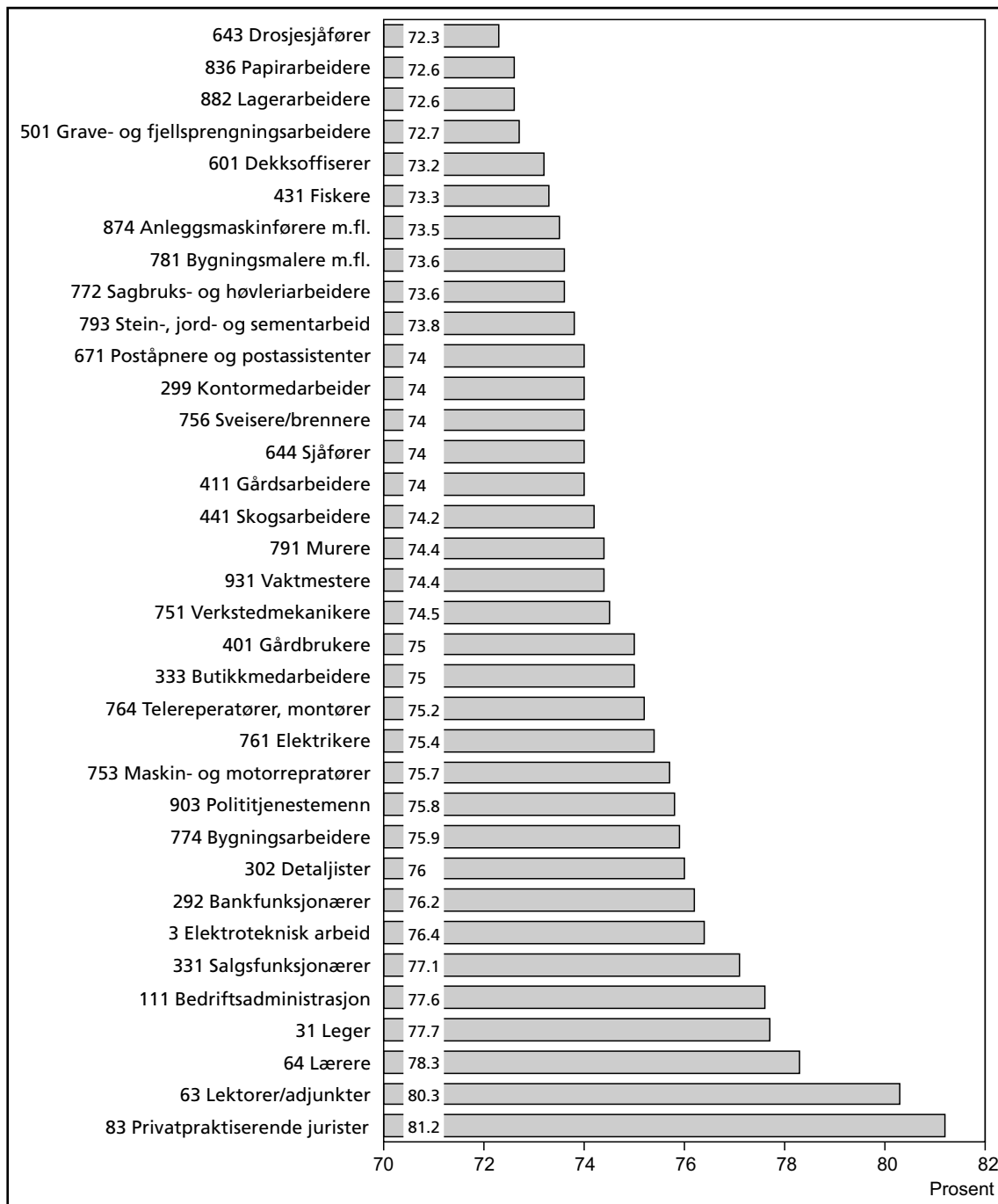
Tabell 2 Forventet levealder for 20-årige menn i et utvalg yrkesklasser. Beregnet med bakgrunn i data om antall døde og gjennomsnittlig levetid for fem femårsperioder fra 1.11.1970 – 31.10.1975 til og med 3.11.1990 – 2.11.1995. Opplysning om yrkesklasse, kjønn og alder fra FoB 1970, 1980 og 1990.⁸ Yrkesklasseopplysningene refererer seg fra FoB 1980 for aldersgruppen 15–64 år og fra FoB 1970 for aldersgruppen 65+

| Kode | Yrkesklasse | 1970–75 | 1985–90 | 1990–95 |
|------|---|---------|---------|---------|
| 100 | Teknisk arbeid, kjemiker- og fysikerarbeid, biologisk arbeid (eks. 110) | 76 | 77 | 79 |
| 210 | Leger og tannleger | 76 | 78 | 79 |
| 310 | Lærere | 78 | 78 | 79 |
| 610 | Bedriftsledere | 76 | 77 | 78 |
| 720 | Bank- og forsikringsfunksjonærer | 76 | 76 | 77 |
| 900 | Handelsarbeid fra kontor og detaljhandelsarbeid (eks. 910) | 74 | 75 | 75 |
| 910 | Butikkekspeditor | 74 | 75 | 75 |
| 1200 | Fiske- og fangstarbeid | 73 | 73 | 74 |
| 1300 | Skogsarbeid | 74 | 74 | 76 |
| 1400 | Gruve- og sprengningsarbeid | 73 | 74 | 77 |
| 1800 | Veitrafikkarbeid (eks. 1810) | 74 | 75 | 74 |
| 1810 | Vare- og lastebilsjåfører | 74 | 74 | 76 |
| 2100 | Smelteverk-, metallverk- og støperiarbeid | 72 | 72 | 74 |
| 2210 | Maskinmontører, maskin- og motorreparatører | 75 | 76 | 77 |
| 2220 | Tynnplatearbeid, sveisere, brennere, plate-/stålkonstruksjonsarbeid | 74 | 74 | 74 |
| 2230 | Rørleggere mv. | 74 | 74 | 76 |
| 2300 | Elektroarbeid | 74 | 75 | 76 |
| 2420 | Bygningsarbeidere (trearbeid) | 76 | 76 | 76 |
| 2500 | Malings- og bygningstapetsererarbeid | 74 | 73 | 76 |
| 2600 | Annet bygge- og anleggsarbeid (ikke trearbeid eller betongvarearbeid) | 74 | 74 | 75 |
| 2800 | Kjemisk prosessarbeid mv. (eks. 2810) | 73 | 73 | 75 |
| 2900 | Næringsmiddel og tobakksarbeid | 74 | 73 | 75 |
| 3000 | Glass-, keramikk- og teglarbeid, samt annet tilvirkningsarbeid | 74 | 74 | 76 |
| 3100 | Pakke- og emballeringsarbeid, laste-, losse- og lagerarbeid | 71 | 72 | 76 |
| 3200 | Maskin- og motordrift | 74 | 73 | 76 |
| 3300 | Sivilt overvåkings- og tryggingsarbeid | 75 | 75 | 76 |
| 3410 | Hotell- og restaurantarbeid (eks. hushjelper og husbestyrere) | 72 | 73 | 74 |
| 3500 | Vaktmester- og rengjøringsarbeid | 74 | 74 | 75 |
| 3700 | Militært arbeid | 75 | 76 | 75 |
| | Yrkespassive menn | 64 | 69 | 71 |
| | Yrkesaktive menn | 77 | 77 | 78 |

For kvinner er forskjellen i gjennomsnittlig forventet levealder mellom de ulike yrkesklasser mindre enn den er for menn. Dette finner vi når vi for aldersgruppene fra 15–64 år både baserer oss på data for perioden 1.11.1970 – 31.10.1975 og for perioden 3.11.1990 – 2.11.1995. Tar vi utgangspunkt i data for femårsperioden 1990–95, kunne en kvinnelig sykepleier eller lærer for eksempel forvente å leve fra fire–seks år lenger enn en kvinnelig rengjøringsarbeider, en kvinne med ufaglært kontorarbeid, kvinner innen hygiene- og

⁸ Da populasjonstallene refererer seg til hhv. 1970 og 1980, er de korrigert for antall døde og annet frafall i tidsperioden fra 1970 til 1985 og 1980 til 1985.

Figur 1 Forventet levetid for 20-årige menn i et lite utvalg yrker. Beregnet på basis av data for perioden 1.11.1985 – 31.10.1990 og yrkesopplysninger fra FoB 1970 og 1980 (3-sifret NYK-nummer)



skjønnhetspleie, vaske-, rense- og strykearbeid eller en kvinne som har jern- og metallvarearbeid, elektroarbeid, grafisk arbeid eller lignende.

Generelt har det vært en økning i yrkesaktive kvinners forventede levealder på i gjennomsnitt fire år, når vi sammenligner beregninger basert på data fra 1.11.1970 til 31.10.75 med data for perioden 1.11.1990 til 31.10.1995 for aldersgruppene fra 15–64 år. Det har likevel ikke vært en jevn vekst i alle yrkeskategorier, og få yrker har hatt en vekst

på over ett år i gjennomsnittlig forventet levealder. Trolig skyldes derfor mye av økningen i den generelle levealderen blant yrkesaktive kvinner strukturelle endringer: I perioden har forholdsvis mange kvinner forflyttet seg fra yrkesklasser med lav forventet levealder, til yrker med en høyere forventet levealder. Andre faktorer som er viktige å være klar over når vi sammenligner endringene i kvinners forventede levealder etter yrke, er den generelle økningen i kvinners yrkesaktivitet, som gjør at et bredere spekter av kvinner, også helsemessig, tar del i arbeidslivet. I tillegg har vi hatt en betydelig endring i andelen kvinner som jobber deltid, samt endringer i andelen kvinner som har vært yrkesaktive «hele voksenlivet».

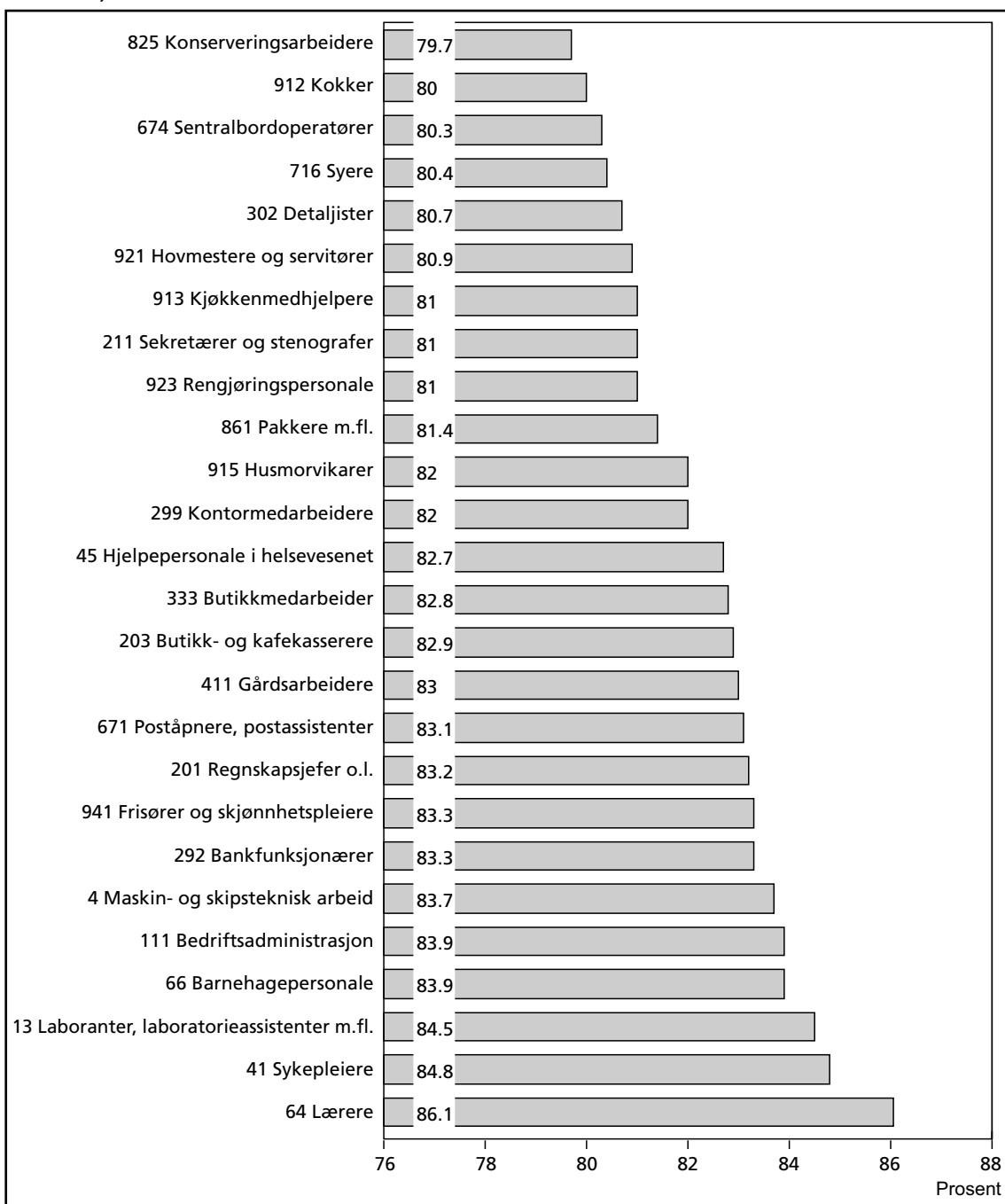
Tabell 3 Forventet levealder for 20-årige kvinner i et utvalg yrkesklasser. Beregnet med bakgrunn i data om antall døde og gjennomsnittlig levetid for fem femårsperioder fra 1.11.1970 – 31.10.1975 til og med 3.11.1990 – 2.11.1995. Opplysninger om yrkesklasse, kjønn og alder fra FoB 1970, 1980 og 1990.⁹ Yrkesklasseopplysningene refererer seg fra FoB 1980 for aldersgruppen 15–64 år og fra FoB 1970 for aldersgruppen 65+

| Kode | Yrkesklasse | 1970–75 | 1985–90 | 1990–95 |
|------|--|---------|---------|---------|
| 5100 | Teknisk, vitenskapelig, humanistisk og kunstnerisk arbeid | 83 | 84 | 84 |
| 5210 | Sykepleiere | 85 | 85 | 86 |
| 5220 | Hjelpepleiere og barnepleiere | 83 | 83 | 83 |
| 5300 | Pedagogisk arbeid (eks. 5310) | 84 | 84 | 84 |
| 5310 | Lærere | 86 | 86 | 87 |
| 5410 | Offentlig administrasjon og forvaltning | - | 82 | 84 |
| 5420 | Bokførings- og kassearbeid, stenografi og maskinskrivingsarbeid | 82 | 82 | 83 |
| 5430 | Annet kontorarbeid | 85 | 85 | 86 |
| 5431 | Øvrige kontorarbeid (ufaglært) | 82 | 82 | 82 |
| 5500 | Grossist og detalj, salg av fast eiendom, verdipapirer osv. (eks. 5510) | 81 | 81 | 82 |
| 5510 | Butikkekspeditører | 83 | 83 | 83 |
| 5600 | Arbeidsledere i jord- og skogbruk, jordbruksarbeid, dyrerøkt mv. (eks. 5610) | 82 | 82 | 83 |
| 5610 | Gårdsarbeid | 83 | 84 | 84 |
| 5700 | Post- og telekommunikasjonsarbeid, postalt og annet budarbeid | 83 | 83 | 83 |
| 5800 | Tekstilarbeid, tilskjærings- og sømarbeid, skotøy og lærvarer | 82 | 82 | 83 |
| 5900 | Jern- og metallvarearbeid, elektroarbeid, grafisk arbeid mm. | 81 | 80 | 81 |
| 6000 | Glass, keramikk- og teglarbeid, kjemi- og prosessarbeid med mer (eks. 6010) | 82 | 82 | - |
| 6010 | Hygiene- og skjønnhetspleie, vaske-, rense- og strykearbeid | 81 | 81 | 81 |
| 6100 | Veitrafikkarbeid, pakke- og emballeringsarbeid mm. | 82 | 81 | 82 |
| 6200 | Hotell- og restaurantarbeid, husarbeid, serveringsarbeid (eks. 6210 og 6220) | 81 | 81 | 83 |
| 6210 | Hotell- og restaurantarbeid (eks. husbestyrere) | 81 | 81 | 83 |
| 6220 | Serveringsarbeid | 83 | 81 | 83 |
| 6300 | Rengjøringsarbeid | 81 | 81 | 82 |
| | Yrkespassive kvinner | 78 | 80 | 80 |
| | Yrkesaktive kvinner | 83 | 87 | 88 |

⁹ Da populasjonstallene refererer seg til hhv. 1970 og 1980, er de korrigert for antall døde og annet frafall i tidsperioden fra 1970 til 1985 og 1980 til 1985.

Vi må likevel være varsomme i tolkningen av disse tallene, da vi i våre beregninger av forventet levealder har benyttet de samme dødelighetsratene for yrkesaktive over 64 år, i alle de tre tidsperiodene (jf. avsnitt 3 om data og metode og vedlegg 1).

Figur 2 Forventet levetid for 20-årige kvinner i et lite utvalg yrker. Beregnet på basis av data for perioden 1.11.1985 – 31.10.1990 og yrkesopplysninger fra FoB 1970 og 1980 (3-sifret NYK-nummer)



Forventet levetid ved inngangen til pensjonsalderen

I relasjon til diskusjonen om ulikt behov for tidligavgang fra yrkeslivet i ulike yrker og bransjer, kan det også være interessant å sammenligne forventet gjenstående levetid i ulike yrkesgrupper ved inngangen til pensjonsalderen, det vil si for 62-åringene. Til forskjell fra forventet levetid for 20-åringene, som vi har presentert ovenfor, vil resterende forventet levetid for 62-åringene også være et uttrykk for forventet pensjonstid. Forskjeller i levetid som skyldes ulike former for tidlig død vil dermed ikke påvirke tallene. Forskjellene mellom yrker vil i

Tabell 4 Gjenstående levetid for *menn* på 62 år etter yrkesklasse. Basert på tall over levetid og antall døde for perioden 1.11.1985 – 31.10.1990 for alle aldersgrupper.¹⁰ Yrkesklasseopplysningene refererer seg fra FoB 1980 for aldersgruppen 15–64 år og fra FoB 1970 for aldersgruppen 65+

| Kode | Yrkesklasse | 62 år |
|------|---|-------|
| 100 | Teknisk arbeid, kjemiker- og fysikerarbeid, biologisk arbeid (eks. 110) | 18 |
| 210 | Leger og tannleger | 19 |
| 310 | Lærere | 20 |
| 610 | Bedriftsledere | 18 |
| 720 | Bank- og forsikringsfunksjonærer | 17 |
| 900 | Handelsarbeid fra kontor og detaljhandelsarbeid (eks. 910) | 17 |
| 910 | Butikkekspeditor | 16 |
| 1200 | Fiske- og fangstarbeid | 16 |
| 1300 | Skogsarbeid | 17 |
| 1400 | Gruve- og sprengningsarbeid | 18 |
| 1800 | Veitrafikkarbeid (eks. 1810) | 16 |
| 1810 | Vare- og lastebilsjåfører | 16 |
| 2100 | Smelteverk-, metallverk- og støperiarbeid | 15 |
| 2210 | Maskinmontører, maskin- og motorreparatører | 17 |
| 2220 | Tynnplatearbeid, sveisere, brennere, plate-/stålkonstruksjonsarbeid | 17 |
| 2230 | Rørleggere mv. | 17 |
| 2300 | Elektroarbeid | 17 |
| 2420 | Bygningsarbeid | 18 |
| 2500 | Malings- og bygningstapetsererarbeid | 17 |
| 2600 | Annet bygge- og anleggsarbeid (ikke trearbeid eller betongvarearbeid) | 17 |
| 2800 | Kjemisk prosessarbeid mv. (eks. 2810) | 16 |
| 2900 | Næringsmiddel- og tobakksarbeid | 16 |
| 3000 | Glass-, keramikk- og teglarbeid, samt annet tilvirkningsarbeid | 17 |
| 3100 | Pakke- og emballeringsarbeid, laste-, losse- og lagerarbeid | 15 |
| 3200 | Maskin- og motordrift | 17 |
| 3300 | Sivilt overvåkings- og tryggingsarbeid | 17 |
| 3410 | Hotell- og restaurantarbeid (eks. hushjelper og husbestyrere) | 17 |
| 3500 | Vaktmester- og rengjøringsarbeid | 17 |
| 3700 | Militært arbeid | 18 |
| | Alle yrkesaktive menn | 19 |

¹⁰ Da populasjonstallene refererer seg til hhv. 1970 og 1980, er de korrigert for antall døde og annet frafall i tidsperioden fra 1970 til 1985 og 1980 til 1985.

større grad kunne relateres til ulikheter i helse, som følge av langvarig yrkesaktivitet. Vi gjengir bare beregninger basert på tall for en av femårsperiodene, da de dødelighetsratene vi har benyttet for aldersgruppene 65+ er de samme i alle de tre periodene vi har beregnet forventet levetid for.

Som for forventet levetid ved fylte 20 år, er det også store forskjeller i beregnet gjenstående levetid for 62-åringene (jf. tabell 4 og 5). Menn med høyskole- og universitetsutdanning, som leger og tannleger, lærere og bedriftsledere, samt de som har teknisk arbeid, kjemiker- og fysikerarbeid, biologisk arbeid eller militært arbeid, kan forventes å leve i enda 18–19 år, når de er 62 år. Forventet levetid for en smelteverksarbeider, pakke- og emballeringsarbeider, laste-, losse- og lagerarbeider, hotell og restaurantarbeider, en kjemisk prosessarbeider eller veitrafikkarbeider utenom vare- og lastebilsjåfører er til sammenligning 15 til 16 år.

Tabell 5 Gjenstående levetid for *kvinner* på 62 år etter yrkesklasse. Basert på tall over levetid og antall døde for perioden 1.11.1985 – 31.10.1990 for alle aldersgrupper.¹¹ Yrkesklasseopplysningene refererer seg fra FoB 1980 for aldersgruppen 15–64 år og fra FoB 1970 for aldersgruppen 65+

| Kode | Yrkesklasse | 62 år |
|------|--|-------|
| 5100 | Teknisk, vitenskapelig, humanistisk og kunstnerisk arbeid | 24 |
| 5210 | Sykepleiere | 25 |
| 5220 | Hjelpepleiere og barnepleiere | 23 |
| 5300 | Pedagogisk arbeid (eks. 5310) | 24 |
| 5310 | Lærere | 26 |
| 5410 | Offentlig administrasjon og forvaltning | 23 |
| 5420 | Bokførings- og kassearbeid, stenografi og maskinskrivingsarbeid | 23 |
| 5431 | Øvrige kontorarbeid (ufaglært) | 22 |
| 5500 | Grossist- og detalj, salg av fast eiendom, verdipapirer osv. (eks. 5510) | 22 |
| 5510 | Butikkekspeditører | 23 |
| 5600 | Arbeidsledige i jord- og skogbruk, jordbruksarbeid, dyrerøkt mv. (eks. 5610) | 22 |
| 5610 | Gårdsarbeid | 23 |
| 5700 | Post- og telekommunikasjonsarbeid, postalt og annet budarbeid | 22 |
| 5800 | Tekstilarbeid, tilskjærings- og sømarbeid, skotøy og lærvarer | 22 |
| 5900 | Jern- og metallvarearbeid, elektroarbeid, grafisk arbeid mm. | 21 |
| 6000 | Glass, keramikk- og teglarbeid, kjemi- og prosessarbeid mm. | 24 |
| 6010 | Hygiene- og skjønnhetspleie, vaske-, rense- og strykearbeid | 22 |
| 6100 | Veitrafikkarbeid, pakke- og emballeringsarbeid mm. | 22 |
| 6200 | Hotell- og restaurantarbeid, husarbeid, serveringsarbeid (eks. 6210 og 6220) | 21 |
| 6210 | Hotell- og restaurantarbeid (eks. Husbestyrere) | 22 |
| 6220 | Serveringsarbeid | 22 |
| 6300 | Rengjøringsarbeid | 21 |
| 6400 | Ellers | 22 |
| | Yrkesaktive kvinner samlet | 27 |

¹¹ Da populasjonstallene refererer seg til hhv. 1970 og 1980, er de korrigeret for antall døde og annet frafall i tidsperioden fra 1970 til 1985 og 1980 til 1985.

Lignende forskjeller i gjenstående levetid ved inngangen til pensjonsalderen finner vi for kvinner. Sykepleiere, hjelpepleiere, barnepleiere, førskolelærere og lærere kan når de er 62 år forventes å leve i fra to–seks år lenger enn for eksempel en kvinnelig jern- og metallarbeider, renholder eller en som har ufaglært kontorarbeid.

5 Mulige forklaringer

I det følgende skal vi drøfte et utvalg generelle forklaringer på noen av de hovedmønstrene vi har avdekket. Disse forklaringene sorterer under seks overskrifter: seleksjon, oppvekstvilkår og livsløp, helseatferd, psykososiale faktorer, materielle forklaringer og helsetjenesten. I den internasjonale litteraturen om ulikhet i helse er det disse forklaringene, som i en eller annen variant, trekkes fram.

Seleksjon

Eilert Sundt var en talsmann for det «klassiske» synet på seleksjon. Det går i korthet ut på at sykdom og skrøpeligheter leder til nedgående sosial mobilitet, mens god helse fører til stigende sosial mobilitet. Sundt hevdet at sykdom og svekket helse er arvelig og følger klassestrukturen. Denne oppfatningen har et klart anstrøk av sosialdarwinisme. Det er de beste som lykkes i samfunnet; «survival of the fittest». Et mer sosiologisk syn på seleksjon er imidlertid blitt utviklet etter Black-rapporten. Det går, for det første, ut på at «helsepotensial» supplerer sykdom som fjæra i drivverket. Helsepotensial er definert som en egenskap som utvikles tidlig i individene, som ikke endrer seg med ytre forhold og som påvirker et seinere helseutfall. Kroppshøyde er et egnet eksempel: Høyde forutsier levealder og fremmer yrkesmobilitet. For det andre er direkte seleksjon på grunn av sykdom og nedsatt arbeidsevne avløst av indirekte seleksjon med utgangspunkt i den sosiale mening som tillegges et helsepotensial som for eksempel høyde. Argumentet er at høye personer har større yrkesmobilitet enn korte, fordi det å være høy tilskrives egenskaper som er høyt sosialt verdsatt, intelligens for eksempel. For det tredje er troen på arvets betydning i denne prosessen tonet ned. Sykdom og helsepotensial antas å ha et sosialt opphav, for eksempel ernæring i barndommen. For det fjerde dreies nå søkelyset vekk fra de «stemplede»; de syke og arbeidsuføre, og mot «stemplerne»; de aktører og institusjoner som rekrutterer unge mennesker inn i utdanningssystemet, som sorterer mennesker inn i og ut av arbeidsmarkedet og som vurderer opprykk og forfremmelser i yrkeslivet. Seleksjon i dag handler således om sosiale prosesser som sosial sortering, stigmatisering, stempling og diskriminering med utgangspunkt i individuelle karakteristika som for eksempel kroppshøyde eller utdanning, og som statistisk sett henger sammen med helse. Få bestriker at helse relatert mobilitet skjer fra tid til annen. Spørsmålet er om det skjer ofte nok til at det kan forklare noe særlig av forekomsten av ulikhet i helse. Svaret på dette spørsmålet er nei, ifølge de fleste empiriske undersøkelser og kritiske vurderinger.

Men sosial mobilitet innbefatter også bevegelser inn i og ut av arbeidsmarkedet, og ikke bare mellom klasser eller yrkesgrupper. Studier fra flere land, også fra Norge, viser at den sunne arbeidereffekten gjør seg gjeldende. Denne effekten henspiller på at personer som

«overlever» i arbeidsstyrken generelt og i lavstatusyrker spesielt, har bedre helse enn dem som går ut. Dette har viktige metodiske følger. Vanligvis klassifiseres folk etter det yrke og den klasse de tilhører på «intervjutipunktet». Dette betyr at tidligere yrkesaktive faller utenfor. Dermed vil vi undervurdere hvor store ulikhetene i helse faktisk er. Hvis derimot tidligere yrkesaktive inkluderes, framstår ulikheten langt tydeligere og systematisk, særlig blant kvinner (Dahl 1993).

Oppvekstvilkår og livsløp

Dynamiske perspektiver er også lansert. Det er (minst) to varianter av dette perspektivet: en medisinsk som kalles tesen om biologisk programmering, og en sosiologisk vi kan kalle livsløpsperspektivet. Barker og medarbeidere (1992) er eksponenter for det første perspektivet. Tesen er at ugunstige forhold i mors liv på grunn av for eksempel mors feilernæring eller røykevaner hemmer fosterets vekst og setter et «biologisk avtrykk», som øker risikoen for en rekke alvorlige sykdommer i voksen alder og dermed også for tidlig død. Dette kan i tillegg til seleksjon forklare hvorfor arbeidere har dårligere helse enn andre lag av befolkningen, da deres mødre langt oftere har hatt dårligere kår både før og under svangerskapet enn mødre fra andre sosial lag.

Søkelyset på omstendigheter under svangerskapet og i tidlig barndom har vært kritisert for at det overser og undervurderer påvirkninger i seinere livsfaser. Den sosiologiske varianten framhever at en uheldig start i livet – sosialt, materielt eller kulturelt – gjerne er første leddet i et livsløp som kjennetegnes av vedvarende problematiske levekår, som er ugunstige for helsa. Ugunstige forhold under svangerskapet vil i seg selv påvirke helsa seinere i livet, samtidig som dårlige forhold i mors liv gjerne også samvarierer med en vanskelig barndom og oppvekst, som i seg selv øker risikoen for seinere atferdsvansker, sosiale problemer, mangelfull utdanning, yrke med dårlig arbeidsmiljø og dårlige levekår generelt, med derpå følgende helseproblemer (Lundberg 1993, 1998). Uttrykket akkumulasjon av sosiale fordeler/ulempen er også brukt om denne tilnærmingen. Et slikt livsløpsperspektiv kan bidra til å viske ut det tidligere vanntette skillet mellom sosial årsaksforklaring og seleksjon: det er ikke enten/eller, men både/og. Livsløp der dårlige levekår og helseproblemer forsterker hverandre over tid, kan beskrives med metaforen «onde spiraler».

Helseatferd

Sosiale forskjeller i helseatferd har vært en yndet forklaring på hvorfor helseulikhetene fortsatt består. Helsevaner omfatter blant annet spise- og kostvaner, drikkevaner, røyking og mosjon. Røyking er selvsagt kardinaleksempelen. Arbeidere og folk med lav utdanning har oftere enn andre uheldige helsevaner (Botten og Bjerkedal 1985). Det er derfor nærliggende å slutte at dette forklarer sosial ulikhet i helse. Det er imidlertid langt fra tilfellet. Det er påvist at arbeidere

har dårligere helse og høyere dødelighet selv om vi tar hensyn til at de lever usunt. Dødelighet på grunn av lungekreft og hjerte- og karsykdom var høyere blant arbeidere den gang røyking var mindre vanlig blant dem, enn for eksempel i en høystatusgruppe som legene. Endelig står helsevaneforklaringen helt oppradd overfor det faktum at dødeligheten blant røykere med høy sosial status er langt lavere enn hos røykere med lav sosial status (Marmot m.fl. 1978). Helsevaneforklaringen har sikkert noe for seg, men den er utilstrekkelig.

Psykososiale faktorer

Det forhold at ulikhet i helse er tydelig i velstående samfunn og problemet med «gradienten», har ført til at søkelyset er dreid mot psykososiale faktorer. En slik psykososial modell har tre nøkkelbegreper: sosialt stress, buffere og følelser (Elstad 1998). I likevektstilstanden er det balanse mellom sosialt stress, det vil si ytre påkjenninger og de ressurser individet rår over for å takle disse påkjenningene. De ytre påkjenningene er av to hovedtyper. For det første har vi såkalte kritiske livsbegivenheter som skilsmisse, ektefelles død, eller tap jobb. For det andre har vi kronisk stress, som antakelig er enda viktigere for å forklare ulikhet i helse, som for eksempel vedvarende dårlig økonomi eller jobbutrygghet. Videre er det er to viktige former for buffer-ressurser. Den ene typen er psykologisk og relatert til individets mulighet for og opplevelse av kontroll over livssituasjonen. Den andre typen er ressurser som finnes i individets nære sosiale nettverk. Sosial støtte er et stikkord her. Sosial støtte fungerer som en buffer mot stress og har en kurerende effekt hvis sykdom først bryter ut. Ubalanse mellom påkjenninger og buffer-ressursene gir opphav til ulike negative følelser, som på sin side øker risikoen for sykdom. Eksempler på slike negative følelse er frustrasjon, sinne, usikkerhet, mangel på tillit, skuffelse, fiendtlighet, brustne forventninger, og misunnelse (Elstad 1998). En slik psykososial modell kan forklare sosial ulikhet i helse ved at ufaglære arbeidere og ansatte uten makt og innflytelse utsettes for mer kronisk stress, men minst like viktig er at disse gruppenes sårbarhet for ytre stress er større, det vil si de har færre buffer-ressurser.

Avledet av det psykososiale perspektivet finnes to modeller som fokuserer på egenskaper ved arbeidsmiljøet. Job strain-modellen har to dimensjoner: krav og frihet i arbeidet. For det første framstår kombinasjonen av høye arbeidskrav og liten frihet i arbeidssituasjonen som en viktig forklaringsfaktor (Karasek og Theorell 1990). Denne modellen er anvendt for å forklare hvorfor manuelle arbeidere har større risiko enn ikke-manuelle arbeidere for å utvikle helseskader, for eksempel hjerteinfarkt, når de utsettes for psykososiale arbeidsbelastninger (Dahlkvist m.fl. 1998). For det annet og vel så viktig er at manuelle arbeidere har større sårbarhet for slik sykdom enn ikke-manuelle arbeidere: 25–50 prosent av de manuelle arbeidernes oversykelighet kan føres tilbake til en slik forhøyet sårbarhetseffekt.

En annen modell ser på forholdet mellom prestasjoner og belønningsstrukturen. Vedvarende ubalanse mellom det som ytes og det som nyttes medfører helseskader på sikt, for eksempel at lang utdanning ikke gir uttelling i form av lønn, anerkjennelse eller forfremmelse.

Så langt har vi drøftet psykososiale faktorer på individnivå. I den seinere tid er det lansert forklaringer som fokuserer på sosiale betingelser for kvalitetene ved mellommenneskelige

forhold, såkalt sosial kapital. Wilkinson (1986) har framhevet det sosiale samholdets – solidaritetens – betydning for helsetilstanden, det vil si forventet levealder, i velstående land. Det «nye» i denne tankegangen er at det er kvaliteter ved samfunnet – lokalsamfunn og storsamfunn – som er avgjørende for helsetilstanden blant medlemmene. Det er en klassisk sosiologisk innsikt fra Durkheim at sosial solidaritet har avgjørende betydning for menneskenes levemåte, helse og livskvalitet. Men med dette grepet har Wilkinson så å si åpnet en ny forskningsfront innenfor helseulikhetsforskningen. Tesen støtter seg på funn som viser at i de utviklede land er det ikke de rikeste som har best helse, men de likeste, de mest egalitære, det vil si land med minst inntektsulikhet. Tesen er at jo mindre inntektsforskjellene er, jo større er det sosiale samholdet. Inntektsforskjeller gjenspeiler forskjeller i sosialt samhold som påvirker helsetilstanden. Det er således de sosiale forskjellene mellom mennesker som påvirker folkehelsen, ikke de materielle. Der solidariteten er høy er det også stor beholdning av sosial kapital, det vil si høy grad av tillit mellom samfunnsmedlemmene og høy grad av deltakelse i frivillige organisasjoner. Wilkinsons tese støttes nå også av forskning på USAs 50 stater, som viser at andre helseindikatorer, som andel levendefødte, uførhet og røykeforekomst, varierer med inntektsulikhetene i de enkelte statene. Det som hittil best støtter opp under Wilkinsons ide, er en undersøkelse av Kawachi m.fl. (1997). Med surveydata om «sosial kapital» i 39 amerikanske stater, påviser de at effekten av inntektsulikhet på dødeligheten i høy grad formidles gjennom «sosial kapital». Det er likevel et spørsmål om den eneste forbindelsen mellom posisjon i det sosioøkonomiske hierarkiet og helse går gjennom sosiale og psykologiske prosesser. Det er rimelig å anta at også fordelingen av materielle forhold som luftforurensning, støy, fysiske og kjemiske sider ved bo- og arbeidsmiljø også følger lagdelingen og derfor også fortsatt kan spille en rolle. Det bringer oss til materielle forklaringer.

Materielle forklaringer

I Norge er det fremdeles bemerkelsesverdig store forskjeller mellom yrkesgruppene hva gjelder arbeidsmiljøets materielle sider. Vi tenker på høye eller lave temperaturer, vibrasjoner, tunge løft, uheldige arbeidsstillinger, utsatthet for giftige stoffer, gasser og damper, støv (asbeststøv), stråling og støy m.v. (Pape 1993). Flere studier viser også at variasjoner i slike arbeidsmiljøforhold forklarer helseforskjeller mellom yrkesklasser (Lundberg 1991, Mackenbach et. al. 1997).

Også materielle sider ved folks bosted og nærmiljø kan spille inn. Utsatthet for støy og støv og ved å bo nær store og trafikkerte veier er eksempler, samt dårlige og helsefarlige boliger (Benzeval 1996).

Helsetjenesten

Som vist i Machenback (1997) ser det ut til at sosialdemokratiske velferdsstatsregimer (Norge og Sverige) har et forholdsvis lavt dødelighetsnivå, men ikke mindre sosiale forskjeller målt i prosent. Men når nivået er lavere og de relative (dvs. prosent-)forskjellene er like, vil de absolutte forskjellene være mindre i Norge og Sverige enn i andre land. Det er påstått at helsetjenesten er nærmest uten virkning for folkehelse og for sosial ulikhet i helse. Det hevdes at utryddelsen av infeksjonssykdommene i liten grad kan føres tilbake til medisinske nyvinninger som for eksempel bruken av vaksiner i større skala. Antakelig er det slike forestillinger om helsetjenestens potensial som ligger til grunn for at problemet med sosial ulikhet i helse er definert helt ut av kurativ helsepolitikk og at det oppfattes utelukkende som et anliggende for helsefremmende politikk og forebyggende arbeid. Spørsmålet er om denne strategien er vel underbygget. Dagens medisin er langt mer potent enn den var for 150 år siden. Ny forskning understøtter dette: Bunker m.fl. (1994) har for eksempel beregnet at av de sju ekstra leveår befolkningen i USA og England oppnådde mellom 1950 og 1994, kunne tre føres tilbake til helsetjenesten. I hvilken grad helsetjenesten influerer på sosial ulikhet i helse, er for dårlig studert. Å anta at den så å si er uten positiv virkning, eller potensial, kan være forhastet.

6 Oppsummering og diskusjon

Vi har kalkulert forventet levealder for ulike yrkesgrupper ved inngangen til arbeidslivet (20 år) og ved inngangen til pensjonsalderen (62 år), og finner til dels store forskjeller mellom yrkene. Beregningene bygger på en rekke forutsetninger som er drøftet i kapitlet om metode og data, og i vedlegg 1. Tallene over forventet levealder er hypotetiske. Det vil si at de ikke er realistiske prognoser for hvor lenge dagens yrkesutøvere faktisk vil leve. De uttrykker derimot hva som ville vært levetiden hvis morgendagens yrkesutøvere hadde hatt det samme dødelighetsmønsteret som det vi kan observere blant dagens yrkesutøvere. For enkelte yrkesgrupper er det i tillegg vanskelig å anslå den forventede levealderen på grunn av få dødsfall. Vi maner derfor til forsiktig tolkning.

Markerte forskjeller etter kjønn og yrke

Blant kvinner på 20 år er det opptil seks års forskjell i forventet levealder mellom yrkesgruppene når vi i hovedsak baserer oss på tall fra første halvdel av 1990-tallet: Lærere og sykepleiere har en beregnet forventet levealder på henholdsvis 87 år og drøyt 86 år, mens forventet levealder for kvinnelige jern- og metallarbeidere og renholdere er beregnet å være henholdsvis 81 og 82 år. Blant menn på samme alderstrinn er de beregnede forskjellene også opptil seks år: Bedriftsledere og lærere har en forventet levealder på henholdsvis 78 år og drøyt 79 år, og smelteverks-, metallverks- og støperiarbeidere samt veitrafikkarbeidere utenom vare- og lastebilsjåfører har en forventet levealder på litt over 74 år.

Dette samsvarer med tilsvarende studier fra andre land. Det generelle mønsteret er at folk med manuelle yrker, yrker med små krav til utdanning, med dårlig fysisk arbeidsmiljø, liten innflytelse og store ytelseskrav og moderate utviklingsmuligheter og belønninger har lavere forventet levealder, enn folk i yrker som er mer privilegert i så måte.

Tidlig avgang og forventet pensjonstid

Lignende forskjeller i levealder mellom yrkesgrupper kan observeres for personer som nærmer seg pensjonsalderen (62 år). Universitets- og høyskolegrupper som leger og tannleger, sykepleiere, lærere og bedriftsledere kan ved 62 år forvente å leve to–fem år lenger enn for eksempel smelteverksarbeidere, pakke- og emballeringsarbeidere, laste-, losse- og lagerarbeidere, hotell- og restaurantarbeidere eller vaktmestere og rengjøringsarbeidere. Blant kvinner er forskjellene mellom høyskole- og universitetsgrupper, som sykepleiere, lærere og førskolelærere, og andre i tradisjonelle arbeideryrker, som jern- og metallarbeidere, renholdere eller ufaglært kontorarbeidere, to–seks år.

Disse tallene er også et uttrykk for forventet pensjonstid. Sammenholder vi dem med diskusjonen om ulike yrkesgruppers varierende behov for tidlig avgang, vet vi fra analyser fra offentlig sektor at de yrkeskategoriene som velger å førtidspensjonere seg, ofte også er ufaglærte og lavt utdannede, som rengjøringsassistenter, kjøkken- og serveringspersonale og ulike typer arbeidere (Midtsundstad 1999 og 2000). Høyt utdannede og høyt lønnede grupper, som leger og ingeniører, blir derimot stående i stillingen lenge, samtidig som de har en høy forventet levealder. Men det er ikke noe entydig bilde. Andelen som går av tidlig er også høy blant høyskolegrupper som lærere, førskolelærere, sykepleiere, og fagarbeidere som hjelpepleiere og barnepleiere. Det samme gjelder for militært ansatte, men disse er tvunget til å gå som følge av særaldersgrense.

Yrkesaktive lever betydelig lenger enn ikke-yrkesaktive

Det er også markerte forskjeller i levealder mellom ikke-yrkesaktive og yrkesaktive. Blant kvinner kan yrkesaktive forvente å leve om lag åtte år lenger enn de som ikke er i arbeid, mens yrkesaktive menns forventede levealder er drøyt sju år lengre enn ikke-yrkesaktives.

En bør likevel være oppmerksom på at den lave levealderen blant ikke-yrkesaktive også «skjuler» lav levealder blant folk i belastende og helseskadelige yrker. Vi vet fra tidligere forskning at det blant ikke-yrkesaktive er mange som er uførepensjonert eller førtidspensjonert fra yrker som nettopp ikke er begunstiget med gode arbeidsvilkår, belønninger osv.

Komplekse forklaringer

Dataene i dette prosjektet har ikke gjort det mulig å analysere årsaker til sosial og yrkesmessig ulikhet i helse. Noen forklaringer er likevel drøftet: seleksjon, oppvekstvilkår og livsløp, helseatferd, psykososiale faktorer, materielle forklaringer og helsetjenestens betydning. Antakelig spiller elementer fra alle disse forklaringene en viss rolle for forskjellene i levealder etter yrke. Samtidig forekommer kompliserte og intrikate samspill mellom ulike sett av faktorer. For eksempel kan det å være utsatt for asbeststøv og samtidig røyke redusere levealderen betraktelig, langt mer enn hva summen av de to faktorene for seg skulle tilsi. Samtidig vil en opphopning av gode levekår eller dårlige levekår over livsløpet i seg selv ha stor betydning for helsa og levealderen til folk i ulike yrkesgrupper.

Vi har også sett på endringer i levealder fra første halvdel av 1970-tallet til første halvdel av 1990-tallet, selv om tallmaterialet er slik at vi må være varsomme med å trekke for bastante slutninger. Vi kan likevel spekulere på hvilken rolle strukturelle endringer i yrkes-sammensetning, arbeidsmarked og arbeidsmarkedsdeltakelse, konjunktursvingninger og endringer i trygdesystemet spiller i dette tidsrommet. Høy ledighet i en yrkeskategori kan for eksempel presse de helsemessig svakeste gruppene ut av yrkeslivet og vil, isolert sett, kunne gi en bedring av den forventede levealderen innen en yrkesgruppe. I prinsippet kan også et sjenerøst trygdesystem gjøre det letter å forlate yrkeslivet til fordel for trygd og pensjon. Omvendt kan en økning i forventet levealder i den yrkesaktive befolkningen også tilskrives endringer i utdanningsnivå og yrkesstruktur, som gjør at flere velger yrker som er mer gunstige for helsa, slik våre tall for kvinner kan tolkes.

Litteratur

- Arbeidsdirektoratet (1995) *Yrkes-klassifisering. Yrkesliste med NYK-nummer*. PB-0544 - Oktober 1995. Arbeidsdirektoratet
- Barker, D., red. (1992) *The fetal and infant origins of adult disease*. London: BMJ publications
- Borgan, K. og L.B. Kristofersen (1986) *Dødelighet i yrker og sosioøkonomiske grupper 1970–1980*. Oslo: Statistisk sentralbyrå
- Botten, G. og T. Bjerkedal (1985) «Ulikheter i helsevaner i Norge 1985.» *Tidsskrift for den Norske Lægeforening*, 108: 157–62
- Bunker, J.P., H.S. Frazier og F. Mosteller (1994) «Improving health: measuring effects of medical care.» *Millbank Quarterly*, 72 (2): 225–258
- Chiang, Chin Long (1984) *The life table and its applications*. Florida: Robert E. Krieger publishing Company, Inc.
- Dahl, E. og P. Kjærsgaard (1993) «Trends in socioeconomic mortality differentials in post-war Norway – evidence and interpretations.» *Sociology of Health and Illness*, 15:447–471
- Dahl, E. (1993) «Social inequality in health – the role of the healthy worker effect.» *Social Science & medicine*, 36: 1077–86
- Dahl, E. og P. Kjærsgaard (1993) «Social mobility and inequality in mortality. An assessment of the health selection hypothesis.» *European Journal of Public Health*, 3: 124–132
- Engels, F. (1987) *The condition of the working class in England*. Harmondsworth: Penguin classics
- Elstad, J.I. (1998) «The psycho-social perspective on social inequalities in health.» *Sociology of Health and Illness*, 20 (5): 598–618
- Foss, Aslaug Hurlen (1998) *Definisjoner og beregningsmetoder for dødelighetstabell*. SSB Notat 98/89, Oslo: SSB
- Fugelli P. (1995) «Med Rudolf Ludwig Karl Virchow som veiviser inn i den nye samfunnsmedisinen.» *Tidsskrift for den Norske Lægeforening*, 115:1091–4
- Gullberg og Vågerø (1996) *Yrke och dödelighet under 1980-talet*. EpC-rapport 1996:3. Stockholm: Universitetet i Stockholm og Socialstyrelsen
- Helsedirektoratet (1978) *Helse for alle i Norge?* Oslo: Kommunalforlaget
- Kaprio, Jaakko m.fl. (1996) «Total and occupationally active life expectancies in relation to social class and marital status in men classified as healthy at 20 in Finland.» *Journal of epidemiology & community health*, årg. 50 nr. 6:653–660. London: British Medical Association

- Karasek, R. og T. Thorell (1990) *Healthy work. Stress, productivity, and the reconstruction of working life*. New York: Basic Books
- Kawachi, I. og B.P. Kennedy (1997) «The relationship of income inequality to mortality: does the choice of indicator matter?» *Social Science and Medicine*, 45, 7:1121–7
- Lundberg, O. (1998) «*däruti få af de förmögna sjukna*» – Om hälsans ojämlika fördelning i dagens Sverige. Stockholm: Stockholms universitet, Institutet för social forskning
- Lundberg O. (1991) «Childhood living conditions, health status, and social mobility: A contribution to the health selection debate.» *European Sociological Review*, 7:147–161
- Lundberg O. (1991) «The impact of childhood living conditions on illness and mortality in adulthood.» *Social Science & medicine* , 36: 385–393
- Machenbach, J.P. og A.E. Kunst (1997) «Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe.» *Social Science & medicine*, 44 (6):757–771
- Midtsundstad, Tove (1999) *Forventet pensjonseringsalder og pensjoneringsmønstre blant kommunalt ansatte seniorer*. Fafo-notat 1999:4. Oslo: Fafo
- Midtsundstad, Tove (2000) *Pensjonsatferd og pensjonsmønstre i stat og skoleverk*. Fafo-notat under publisering
- Notkola, Veijo, Airi Pajunen og Päivi Leino-Arjas (1997) *Occupational Mortality by Causes in Finland 1971–1991 and Occupational Mobility*. Health 1997:1. Helsinki: Statistiskentralen
- Pape, T.C. (1993) *Arbeidsmiljø i Norge*. Fafo-rapport 149. Oslo: Fafo
- SSB (1986) *Dødelighet i yrker og sosioøkonomiske grupper 1970–1980*. Vedlegg 3. Statistiske analyser nr. 56. Oslo: SSB
- SSB (2000) <http://www.ssb.no/emner/02/02/10/dode/tab-2000-06-15-07.htm>
- Sundt E. (1987) *Om fattigforholdene i Christiania*. Verker i utvalg 11. Oslo: Gyldendal Norsk Forlag
- Townsend P. og N. Davidson (1982) *Inequalities in health. The Black Report*. Harmondsworth: Penguin Books
- Valkonen, Tapani m.fl. (1990) *Socio-economic mortality differences in Finland 1971 – 85*. Undersøknings. Helsinki: Statistiskentralen
- Valkonen, Tapani m.fl. (1993) *Socio-economic mortality differences in Finland 1981 – 1990*. Väestö 1993:1. Helsinki: Statistiskentralen
- Vakonen, Tapani m.fl. (1997) «Health expectancy by level of education in Finland.» *Social science & medicine* 44 (6):801–808
- Wilkinson R.G. (1986) «Socio-economic differences in mortality: interpreting the data on their size and trends». I: Wilkinson, R.G., red., *Class and health*. London: Tavistock Publications

Vedlegg 1 Nærmere om data og metode

Beregning av forventet levealder

Ved beregning av forventet levealder benytter vi i dette notatet en såkalt dødelighetstabell, som tar utgangspunkt i de aldersspesifikke sannsynlighetene for å dø (q) og de aldersspesifikke dødsratene (M). Da vi bare har tilgang på data for fem og fem alderskohorter samlet (15–19 år, 20–24 år osv) over femårsperioder (1970–75, 1975–80 ... osv) benytter vi en såkalt «abridged life table» i stedet for en «complete life table» (jf. Chiang 1984: 137–144).

I denne modellen beregnes de aldersspesifikke dødsratene som:

$$(1) M_i = \frac{d_i}{n_i(l_i - d_i) + a_i n_i d_i}$$

Hvor,

n_i = antall tidsenheter i tidsintervallet (f.eks. antall år eller antall måneder i en tidsperiode),

l_i = antall personer i live ved inngangen til tidsintervallet,

d_i = antall som dør i løpet av tidsintervallet, av dem som var i live ved starten av tidsintervallet og

a_i = andel av tidsintervallet som de som dør i løpet av tidsintervallet lever.

Og sannsynligheten for å dø beregnes som:

$$(2) q_i = \frac{d_i}{l_i}$$

For å kunne estimere sannsynligheten for å dø, må det imidlertid være en kobling mellom den estimerte sannsynligheten q og den aldersspesifikke dødsraten M , slik at sannsynligheten for å dø kan beregnes ut fra dødsratene for hver alder. Ved å kombinere ligning 1 og 2 får vi:

$$(3) q_i = \frac{n_i M_i}{1 + (1 - a_i) n_i M_i}$$

For å illustrere har vi nedenfor satt opp en dødelighetstabell for alle yrkesaktive, basert på data for femårs aldersgrupper fra 20–24 år fram til 80 år og eldre for femårsperioden 1.11.1985 – 31.10.1990.

Tabell 6 Dødelighetstabell for alle yrkesaktive over 20 år er basert på data for 5 års alderskohorter fram til 80+, for tidsperioden 1.11.1985 – 31.10.1990¹²

| Alders-intervall | Sannsynlighet for å dø i løpet av tidsintervallet (x, x+1) | Antallet som lever ved alder x | Antallet som dør i løpet av tidsintervallet x | Andel levde av siste tidsintervall for dem som dør | Antall år levde i løpet av tidsintervallet (x, x+1) | Det totale antallet år levde etter alder x | Gjenstående levetid ved alder x |
|------------------|--|--------------------------------|---|--|---|--|---------------------------------|
| | q_x | l_x | d_x | a'_x | $L_x = (l_x - d_x) + a'_x d_x$ | $T_x = L_x + L_{x+1} + \dots + L_w$ | $e_x = \frac{T_x}{l_x}$ |
| 20–24 | 0,0038 | 100000 | 381 | 0,50 | 499045 | 5796207 | 57,96 |
| 25–29 | 0,0035 | 99618,68 | 349 | 0,53 | 497218 | 5297162 | 53,17 |
| 30–34 | 0,0041 | 99269,23 | 416 | 0,53 | 495368 | 4799943 | 48,35 |
| 35–39 | 0,0062 | 98852,61 | 620 | 0,53 | 492814 | 4304575 | 43,55 |
| 40–44 | 0,0107 | 98232,14 | 1055 | 0,53 | 488696 | 3811760 | 38,80 |
| 45–49 | 0,0172 | 97176,56 | 1678 | 0,52 | 481845 | 3323064 | 34,20 |
| 50–54 | 0,0274 | 95498,19 | 2617 | 0,53 | 471318 | 2841219 | 29,75 |
| 55–59 | 0,0443 | 92881,06 | 4123 | 0,53 | 454709 | 2369900 | 25,52 |
| 60–64 | 0,0693 | 88757,61 | 6157 | 0,53 | 429414 | 1915190 | 21,58 |
| 65–69 | 0,1072 | 82600,28 | 8860 | 0,53 | 392335 | 1485776 | 17,99 |
| 70–74 | 0,1638 | 73739,44 | 12080 | 0,53 | 340198 | 1093441 | 14,83 |
| 75–79 | 0,2629 | 61658,6 | 16215 | 0,52 | 269671 | 753242 | 12,21 |
| 80+ | 1,0000 | 45443,47 | 45443 | | 483570 | 483570 | 10,64 |

Usikkerhetsmarginer for forventet levealder og forventet gjenstående levetid

Siden forventet levealder i dette tilfellet er utledet på bakgrunn av opplysninger om alle i populasjonen over 15 år, med unntak for tidsperioden 3.11.1990 – 2.11.1995, kan det synes merkelig å snakke om og beregne usikkerhet knyttet til estimatene for forventet levealder. Det dreier da seg heller ikke om tradisjonell utvalgsusikkerhet i dette tilfellet. Poenget her er begrepsmessig.

Statistisk sett kan det menneskelige liv betraktes som et tilfeldig eksperiment hvor dets utfall, overlevelse eller død, er gjenstand for et sjansespill. Vi kan også tenke oss det på en annen måte: Hvis to mennesker er utsatt for den samme risikoen for å dø i løpet av et kalenderår, vil én kanskje dø i løpet av året, mens den andre overlever. Hvis det så var mulig for en person å leve om igjen det året han/hun først overlevde, kan det hende at vedkommende ikke overlever i neste omgang. På samme måten, hvis det var mulig for en populasjon å leve det samme året, eller som her, den samme femårsperioden om igjen, vil det totale antallet dødsfall som fant sted i «neste runde» være forskjellig fra antallet første gang. Det samme ville gjelde dødsratene og dermed også den beregnede forventede levealderen. Slik sett kan våre observasjoner av dødelighet for hele befolkningen i en bestemt tidsperiode oppfattes som ett av et uendelig antall mulige utfall for denne populasjon. Det er i denne forstand vi snakker om usikkerhet knyttet til dødelighetsrater og forventet levealder her, selv om beregningene er basert på det totale antall dødsfall i populasjonen.

¹² Til forskjell fra for de øvrige aldersintervallene er antall levde år i aldersperioden for aldersgruppen 80 år og eldre her beregnet som forhold mellom antallet som lever ved inngangen til tidsperioden (l_x) og døds sannsynligheten (q_x) dvs. l_x/q_x .

I dette notatet er usikkerheten knyttet til den forventede levetiden for hvert alderstrinn beregnet slik (Chiang 1984:163–164): På grunnlag av opplysninger om antall aldersintervall og deres lengde (her 5 år), andel levde av siste tidsintervall for de som dør a_i , antallet som lever ved inngangen til tidsintervallet (her 5 år) l_i , og den observerte forventede gjenstående levetiden e_i beregner vi usikkerheten for overlevelsessannsynligheten p_i (q_i) som:

$$S_{pi}^2 = \frac{\hat{q}_i^2 (1 - \hat{q}_i)}{D_i}$$

Deretter beregnes for hvert alderstrinn:

$$l_i^2 [(1 - a_i)n_i + \hat{e}_{i+1}]^2 S_{pi}^2$$

som så for hvert alderstrinn summeres for alle i eller over dette alderstrinnet.

$$\sum_{j \geq i} l_i^2 [(1 - a_i)n_i + \hat{e}_{i+1}]^2 S_{pi}^2$$

Denne størrelsen divideres så med l_i^2 slik at vi får beregnet usikkerheten for den forventede gjenstående levetiden. Ved så å ta kvadratroten av dette uttrykket finner vi standardfeilen til den gjenstående forventede levetiden.

Tabell 7 Beregning av usikkerheten knyttet til den beregnede forventede gjenstående levetid for ulike alderstrinn

| | Usikkerheten knyttet til sannsynlighet for å overleve tidsintervallet ($x, x+1$) | Usikkerheten knyttet til den forventede gjenstående levetiden | Standardavviket for den forventede gjenstående levetiden | Den nedre grensen for et 95% konfidensintervall | Den øvre grensen for et 95% konfidensintervall | | |
|-------|--|---|---|---|--|-------|-------|
| | $S_{pi}^2 = \frac{q_i^2 (1 - q_i)}{D_i}$ | $l_i^2 [(1 - a_i)n_i + \hat{e}_{i+1}]^2 S_{pi}^2$ | $l_i^2 \sum_{j \geq i} [(1 - a_j)n_j + \hat{e}_{j+1}]^2 S_{pj}^2$ | $e_i - (1,96 * S_{e_i})$ | $e_i + (1,96 * S_{e_i})$ | | |
| 20–24 | 2,48318E-07 | 8403731,5 | 148709479,9 | 0,015 | 0,12 | 57,72 | 58,20 |
| 25–29 | 8,89501E-08 | 2283051,6 | 140305748,4 | 0,014 | 0,12 | 52,94 | 53,41 |
| 30–34 | 1,03946E-07 | 2157302,2 | 138022696,9 | 0,014 | 0,12 | 48,12 | 48,58 |
| 35–39 | 1,43405E-07 | 2371554,6 | 135865394,7 | 0,014 | 0,12 | 43,31 | 43,78 |
| 40–44 | 2,83016E-07 | 3644494,3 | 133493840,1 | 0,014 | 0,12 | 38,57 | 39,03 |
| 45–49 | 6,1357E-07 | 5991634,3 | 129849345,8 | 0,014 | 0,12 | 33,97 | 34,43 |
| 50–54 | 9,6444E-07 | 6833696,6 | 123857711,5 | 0,014 | 0,12 | 29,52 | 29,98 |
| 55–59 | 1,48933E-06 | 7356926,6 | 117024014,9 | 0,014 | 0,12 | 25,29 | 25,74 |
| 60–64 | 2,30954E-06 | 7513934,2 | 109667088,3 | 0,014 | 0,12 | 21,35 | 21,81 |
| 65–69 | 4,5921E-06 | 9226699,5 | 102153154,1 | 0,015 | 0,12 | 17,75 | 18,23 |
| 70–74 | 1,52068E-05 | 17566085,5 | 92926454,6 | 0,017 | 0,13 | 14,57 | 15,08 |
| 75–79 | 0,000108694 | 70083157,4 | 75360369,0 | 0,020 | 0,14 | 11,94 | 12,49 |
| 80+ | 0,000439938 | 5277211,6 | 5277211,6 | 0,003 | 0,05 | 10,54 | 10,74 |

I de tilfellene hvor vi beregner den forventede levealderen for totalpopulasjonen eller for alle menn og alle kvinner hver for seg, eller for underutvalg av henholdsvis alle yrkespassive og alle yrkesaktive, vil antallet døde i løpet av de femårsperiodene vi ser på være så stort at usikkerhetsmarginene for den beregnede forventede levealderen blir minimale (jf. for eksempel tabell 7). Når vi splitter materialet opp etter yrkesklasser og yrkesgrupper, øker imidlertid usikkerhetsmarginene. For enkelte av yrkeskategoriene kan det derfor, med utgangspunkt i det foreliggende materialet, være vanskelig å si med 95 prosent sikkerhet om den forventede levetiden avviker fra levetiden for andre yrkesgrupper. For å illustrere usikkerheten knyttet til tallmaterialet, har vi gjengitt grensene for konfidensintervallet for et utvalg yrkesklasser med ulikt antall yrkesaktive og ulikt antall døde (jf. tabell 8 og 9).¹³

Tabell 8 Forventet levetid og grensene for et 95% konfidensintervall for forventet levetid for et utvalg yrker når vi tar utgangspunkt i en hypotetisk kohort 20-åringer. Tosidig test

| Kode | Yrkesklasser | Antall i yrket i 1990 | Antall døde fra 90-95 | Forventet levetid | 95% konfidensintervall |
|------|---|-----------------------|-----------------------|-------------------|------------------------|
| 1800 | Veitrafikkarbeid (eks. 1810) | 18 453 | 1221 | 74,2 | 72,8 – 75,6 |
| 2800 | Kjemisk prosessarbeid (eks. 2810) | 7 242 | 710 | 75,4 | 73,6 – 77,2 |
| 3100 | Pakke- og emballeringsarbeid, laste-, losse- og lagerarbeid | 29 523 | 2811 | 76,2 | 75,2 – 77,2 |
| 2100 | Smelteverksarbeidere, metallverk og støperiarbeid | 13 699 | 1228 | 74,4 | 73,1 – 74,7 |
| 3500 | Vaktmestere og renholdsarbeidere | 22 892 | 1530 | 75,1 | 73,6 – 76,5 |
| 310 | Lærere | 27 392 | 671 | 79,4 | 77,9 – 81,3 |
| 610 | Bedriftsledere | 43 215 | 1440 | 78,0 | 77,6 – 79,2 |
| 210 | Leger og tannleger | 11 412 | 519 | 79,1 | 77,3 – 80,8 |

Tabell 9 Forventet levetid og grensene for et 95% konfidensintervall for forventet gjenstående levetid for et utvalg yrker når vi tar utgangspunkt i en hypotetisk kohort 62-åringer. Tosidig test

| Kode | Yrkesklasser | Antall i yrket i 90 | Antall døde fra 90-95 | Forventet gjenstående levetid ved 62 år | 95% konfidensintervall |
|------|---|---------------------|-----------------------|---|------------------------|
| 1800 | Veitrafikkarbeid (eks. 1810) | 4095 | 929 | 18,6 | 15,6 – 17,6 |
| 2800 | Kjemisk prosessarbeid (eks. 2810) | 2747 | 674 | 15,0 | 13,8 – 16,2 |
| 3100 | Pakke- og emballeringsarbeid, laste-, losse- og lagerarbeid | 2645 | 10323 | 16,3 | 15,7 – 16,9 |
| 2100 | Smelteverksarbeidere, metallverk og støperiarbeid | 1120 | 4386 | 17,4 | 14,5 – 16,3 |
| 3500 | Vaktmestere og renholdsarbeidere | 5795 | 1177 | 20,2 | 18,5 – 21,8 |
| 310 | Lærere | 2845 | 402 | 20,0 | 18,5 – 21,4 |
| 610 | Bedriftsledere | 1174 | 9293 | 18,1 | 17,3 – 18,6 |
| 210 | Leger og tannleger | 2225 | 451 | 18,7 | 17,1 – 20,3 |

Av tabell 8 og 9 ser vi at det er vanskelig eksakt å måle forskjellen i forventet levetid mellom yrker og yrkesklasser i antall år (med desimaler). Vi kan likevel slutte at en yrkesklasse har klart høyere forventet levealder enn en annen yrkesklasse, hvis intervallene ikke er overlappende. Med utgangspunkt i utvalget av yrkesklasser i tabell 7 kan vi for eksempel si at lærere, bedriftsledere, leger og tannleger har en klart signifikant høyere forventet levealder

¹³ Alt annet likt reduseres konfidensintervallet med økende alder. Beregnet forventet levetid for en 62-åring er derfor langt sikrere enn for en 20-åring.

enn for eksempel en veitrafikkarbeider (eksklusive vare- og lastebilsjåførere), smelteverksarbeidere og vaktmestere og renholdsarbeidere.

Disse eksemplene illustrerer likevel at vi må være varsomme i tolkningen av resultatene, spesielt når vi omtaler forskjeller i forventet levealder for enkeltyrker.

Beregning av forventet gjenstående levetid for personer over 64 år

Som vi var inne på i avsnitt tre er det et problem å estimere korrekte dødelighetsrater for personer over pensjonsalder, da svært få fremdeles er yrkesaktive og kan relateres til et yrke eller en yrkesklasse. Vi har forsøkt å nærme oss dette problemet ved å benytte dødelighetsratene for perioden 1.11.1985 – 31.10.1990 (i stedet for perioden 1.11.1970 til 31.10.1975) når vi beregner forventet gjenstående levetid for dem som var over 64 år i perioden 1970–75 (kontrollert for død og annet frafall i perioden 1970 til 1985). Vi ser med andre ord på dødeligheten i den tidsperioden hvor de som i 1970 var 50 år eller eldre har blitt 65 år eller eldre; det vil si i 1985–90. De samme dataene er også benyttet for å beregne dødeligheten for dem som er 65 år eller eldre i perioden 1985–90 og i perioden 1990–95.

Tabell 10 En oversikt som viser hva slags data levealderberegningene for de ulike tidsperiodene er basert på. Det vil si fra hvilket tidspunkt opplysningene om henholdsvis yrke og yrkesaktivitet og opplysningene om død og levetid refererer seg

| | Yrke 1970 | Yrke 1980 | Yrke 1990 | Død og levetid 1970–75 | Død og levetid 1985–90 | Død og levetid 1990–95 |
|---|---------------------------|-----------|-----------------------------|-----------------------------|---------------------------|-----------------------------|
| Forventet levealder basert på tall for perioden 1970–75 | Alle aldersgruppene | | | Aldersgruppene fra 15–64 år | Aldersgruppene 64 + | |
| Forventet levealder basert på tall for perioden 1985–90 | Aldersgruppene over 64 år | | Aldersgruppene fra 15–64 år | | Alle aldersgruppene | |
| Forventet levealder basert på tall for perioden 1990–95 | Aldersgruppene over 64 år | | Aldersgruppene fra 15–64 år | | Aldersgruppene over 64 år | Aldersgruppene fra 15–64 år |

I tabell 10 har vi forsøkt å illustrere hva disse «grepene» kan ha å si for våre beregningsresultater ved å sammenligne den med tre andre beregningsmåter, hvor vi henholdsvis har benyttet:

- dødelighetsraten for alle som var 65 år eller eldre i 1985–1990 - både de yrkesaktive og de yrkespassive,
- dødelighetsratene for de som var 65 år eller eldre i 1985–1990, og fortsatt var yrkesaktive,
- dødelighetsratene for perioden 1985–90 for dem som var knyttet til samme yrkesklasse i både 1970 og 1980 (kontrollert for død og annet frafall fra 80 til 85)

Av tabell 11 ser vi at den forventede levealderen varierer alt avhengig av hvordan vi beregner dødelighetsraten for dem som er 65 år eller eldre. Den forventede levealderen er høyest når vi baserer oss på opplysninger om de som fortsatt er yrkesaktive (kolonne 1). Dette er for så vidt ikke uventet, da det er rimelig å forvente at de som holder ut i yrket etter 64 år er langt friskere enn dem som må pensjonere seg, og dermed også må forventes å leve noe lenger. I de fleste yrker er det likevel en begrenset andel som står i yrket etter pensjonsalderen, slik at

Tabell 11 Beregning av forventet levetid for en 20-åring i et utvalg yrkesklasser hvor dødelighet blant de over 64 år beregnes på fire ulike måter. For dem mellom 15 og 65 år refererer yrkesaktiviteten seg til 1980, mens den for dem over 64 år varierer (jf. kolonnene)¹⁰

| Kode | Yrkesklasser | Dødsrater for dem som var over 64 år i 1985–90 og yrkesopplysninger fra 1980 | Dødsrater for dem som var over 64 år i 1985–90 og yrkesopplysninger fra 1970 | Dødsrater for dem som var over 64 år i 1985–90 og yrkesopplysninger fra 1970 og -80 | Dødsrater for alle som var over 64 år i 1985–90 uavhengig av yrkesaktivitet |
|------|---|--|--|---|---|
| 1800 | Veitrafikkarbeid (eks. 1810) | 78,9 | 75,0 | 75,7 | 75,1 |
| 2800 | Kjemisk prosessarbeid (eks. 2810) | - | 73,7 | 74,2 | 73,7 |
| 3100 | Pakke- og emballeringsarbeid, laste-, losse- og lagerarbeid | 72,4 | 72,4 | 73,3 | 72,4 |
| 2100 | Smelteverksarbeidere, metallverk og støperiarbeid | 75,2 | 72,6 | 72,3 | 72,8 |
| 3500 | Vaktmestere og renholdsarbeidere | 84,8 | 73,7 | 73,4 | 73,2 |
| 310 | Lærere | - | 78,4 | - | 75,9 |
| 610 | Bedriftsledere | 88,4 | 80,0 | 80,2 | 75,6 |
| 210 | Leger og tannleger | - | 78,0 | - | 76,3 |

basisen for beregning av dødssannsynligheten for de aller eldste blir svært begrenset, for i enkelte tilfeller å mangle helt.

Baserer vi oss i stedet på dødelighetsrater for *alle* menn, 65 år eller eldre, uavhengig av yrkesstatus (dvs. både yrkesaktive og yrkespassive), blir den beregnede forventede levealderen betydelig lavere enn i de øvrige tilfellene (kolonne 4). Dette skyldes i hovedsak at ikke-yrkesaktive inngår i beregningsgrunnlaget, og at de, som vi tidligere har vist i dette notatet, har langt lavere levealder enn yrkesaktive. Reduksjonene i forventet levealder i forhold til de øvrige metodene gjelder i særlig grad for yrkesklasser som i utgangspunktet har en relativt høy forventet levealder, som bedriftsledere, lærere, leger og tannleger. En slik tilnærming kan derfor, isolert sett, bidra til at forskjellen yrkene imellom undervurderes.

Om vi baserer oss på dødelighetsrater for de av 64-åringene i 1985 som var yrkesaktive og tilhørte den samme yrkesklassen i henholdsvis 1970 og 1980, får vi en forventet levealder som ligger et sted mellom den beregnede levealderen i de to ovennevnte tilfellene (jf. kolonne 3).

Et problem med denne metoden, som med den vi baserer våre beregninger på i notatet, er selvfølgelig at vi ikke vet noe om personenes yrkestilhørighet på det tidspunktet vi faktisk ser på dødelighet og levetid (1985–1990), da yrkesopplysningene er fra 1970 (og i det ene tilfellet også 1980) – dvs. 5–15 år tilbake i tid. Det betyr at de personene vi beregner dødelighetsratene for i 1985–90 kan ha et helt annet yrke på dette tidspunktet enn da yrkesaktiviteten ble registrert. Dette problemet er imidlertid relevant for alle kohortene uansett måletidspunkt, da vi ikke kjenner den enkeltes yrkeshistorikk. På den annen side viser vårt datamateriale at mobiliteten blant eldre arbeidstakere (i dette tilfellet 50 år og eldre) ikke er så stor. Nærmere 60–70 prosent av dem som tilhørte en yrkesklasse i 1970 viste seg å tilhøre samme yrkesklasse i 1980 (dvs. når de var 60 år og eldre). Sannsynligheten for at de også er å finne i samme yrke når de pensjoneres, er derfor stor.

Et annet problem med de longitudinelle dataene er at de trolig bidrar til at vi estimerer for høy forventet levealder for perioden 1970–1975 og for lav forventet levealder for

¹⁴ Enkelte av rutene i tabellen er ikke fylt ut da datagrunnlaget for dem over 64 år i enkelte tilfeller var for tynt, eller data om aldersgruppene manglet helt.

perioden 1990 til 1995, da den generelle levealderen fra første halvdel av 1970-tallet til første halvdel av 1990-tallet har økt med om lag to år for en 20-årig mann og litt over to år for en 20-årig kvinne (SSB 1999). Den valgte metoden vil likevel i større grad enn de øvrige to metodene fange opp dem av pensjonistene som i sin yrkesaktive periode faktisk har stått i et bestemt yrke. I valget mellom å se på yrkesaktiviteten i 1970 og yrkesaktiviteten både i 1970 og -80, har vi valgt å se bare på yrkesaktivitet i 1970 (kolonne 2), da det gir et langt bedre tallgrunnlag enn om vi forutsetter at personene skal ha vært i samme yrkesklasse også i 1980 (dvs. da de var 60 år eller eldre).

Datagrunnlag

Beregningene i notatet er gjort på bakgrunn av data om kjønn, alder¹¹, yrkesklasse og yrkesaktivitet hentet fra Folke- og boligtellingene (FoB) for 1970, 1980 og 1990, samt tall for antall døde og levetid i de fem femårsperiodene 1970–75, 1975–80, 1980–85, 1985–90 og 1990–95. FoB for 1970 og 1980 er fulltelling, mens FoB for 1990 er en utvalgsundersøkelse. Vi har imidlertid vektet utvalget for FoB 1990 i forhold til yrkesaktivitet på årsbasis. For øvrig har vi i beregningene bare betraktet de som yrkesaktive som jobber 500 timer eller mer per år.

Vi har benyttet oss av følgende datasett:

Data for perioden 1970–1990

- * Kjønn
- * Yrke i 1970
- * Yrkesklasse i 1970
- * Aldersgruppe i 1970 (alder per 31.10.1970)
- * Yrkesaktivitet i 1970 (minst 500 timer siste år)
- * Yrke i 1980
- * Arbeidstimer siste år i 1980 (minst 500 timer siste år)
- * Yrkesklasse i 1980
- * Yrkesaktivitet i 1980
- * Levetid i perioden 1.11.1970–31.10.1975
- * Død i perioden 1.11.1970–31.10.1975
- * Levetid i perioden 1.11.1975–31.10.1980
- * Død i perioden 1.11.1975–31.10.1980
- * Levetid i perioden 1.11.1980–31.10.1985
- * Død i perioden 1.11.1980–31.10.1985
- * Levetid i perioden 1.11.1985–31.10.1990
- * Død i perioden 1.11.1985–31.10.1990

¹⁵ Vi har imidlertid bare hatt data for femårs aldersgrupper fra 15–19 år til og med 80 år og eldre tilgjengelig. Aldersgruppen fra 15–19 år har også i hovedsak bestått av personer fra 16–19 år, da 15-åringene ikke omfattes av FoB.

Data for perioden 1980–1990

- * Yrke i 1980
- * Arbeidstimer siste år i 1980 (minst 500 timer siste år)
- * Yrkesklasse i 1980
- * Yrkesaktivitet i 1980
- * Levetid i perioden 1.11.1975–31.10.1980
- * Død i perioden 1.11.1975–31.10.1980
- * Levetid i perioden 1.11.1980–31.10.1985
- * Død i perioden 1.11.1980–31.10.1985
- * Levetid i perioden 1.11.1985–31.10.1990
- * Død i perioden 1.11.1985–31.10.1990

Data for perioden 1990–1995

- * Kjønn
- * Yrke i 1990
- * Yrkesklasse i 1990
- * Aldersgruppe i 1990
- * Yrkesaktivitet i 1990
- * Levetid i perioden 3.11.1990–2.11.1995
- * Død i perioden 3.11.1990–2.11.1995

Nærmere om yrkesklasse og yrke

I analysene har vi benyttet et utvalg av de tresifrede yrkeskodene (jf Arbeidsdirektoratet 1995), samt disse kodene omkodet til yrkesklasser: 37 yrkesklasser for menn med noen undergrupper, og 14 yrkesklasser for kvinner med undergrupper (jf SSB 1996).¹² I de tilfeller hvor flere yrkesområder (tosiffergrupper) måtte utgjøre en yrkesklasse, ble det foretatt en sammenslåing av yrkesområder som var mest mulig like med hensyn på *arbeidets art og visse andre forhold* (f.eks. utdanningens lengde) (SSB 1986).

¹⁶ De 37 yrkesklassene for menn kan aggregeres slik at de blir identiske med de 14 yrkesklassene for kvinner.

Yrke og forventet levealder



Forskningstiftelsen Fafo
Borggata 2B/Postboks 2947 Tøyen
N-0608 Oslo
<http://www.fafo.no>

Fafo-notat 2000:20
Bestillingsnummer 653