

*Helge Brunborg, Dennis Fredriksen,
Nils Martin Stølen og Inger Texmon*

**Utviklingen i levealder og utforming av
delingstall i et reformert pensjonssystem**

Rapporter I denne serien publiseres statistiske analyser, metode- og modellbeskrivelser fra de enkelte forsknings- og statistikkområder. Også resultater av ulike enkeltundersøkelser publiseres her, oftest med utfyllende kommentarer og analyser.

© Statistisk sentralbyrå, juni 2008	Standardtegn i tabeller	Symbol
Ved bruk av materiale fra denne publikasjonen, skal Statistisk sentralbyrå oppgis som kilde.	Tall kan ikke forekomme	.
	Oppgave mangler	..
	Oppgave mangler foreløpig	...
ISBN 978-82-537-7387-2 Trykt versjon	Tall kan ikke offentligjøres	:
ISBN 978-82-537-7388-9 Elektronisk versjon	Null	-
ISSN 0806-2056	Mindre enn 0,5 av den brukte enheten	0
	Mindre enn 0,05 av den brukte enheten	0,0
Emne	Foreløpige tall	*
12.90, 02.02.10	Brudd i den loddrette serien	—
	Brudd i den vannrette serien	
Trykk: Statistisk sentralbyrå	Desimalskilletegn	,

Innhold

1. Sammendrag og vurderinger	4
2. Bakgrunn og sentrale problemstillinger	9
3. Levealdersjustering og delingstall	11
4. Arvegevinst	16
5. Indeksering og delingstall.....	19
6. Praktiske avveininger rundt levealdersjusteringen	21
7. Kjønnsnøytralt delingstall	22
8. Kohortdødelighet som grunnlag for delingstall?	23
8.1. Kohortdødelighet og prognoser.....	23
8.2. Historisk utvikling i periodedødelighet og kohortdødelighet	25
8.3. Periode- versus kohortperspektiv: Effekt på delingstallet.....	26
9. Glattingsproblematikk	28
10. Månedstall og korreksjonsfaktor for gjenstående tid til indeksering.....	32
11. Kort om erfaringer fra andre land.....	33
Referanser.....	34
Vedlegg A: Ulike prognoser for dødelighet.....	36
Vedlegg B: Tabeller	40

1. Sammendrag og vurderinger¹

Gjennom sitt vedtak om pensjonsreformen i mai 2005 ga Stortinget sin tilslutning til en ordning med levealdersjustering. Dette elementet i pensjonsreformen er helt sentralt for å begrense den veksten i folketrygdens utgifter til alderspensjon som vil komme dersom levealderen fortsetter å øke. Ordningen skal innføres i kombinasjon med en fleksibel pensjonsalder fra og med 62 år. Tankegangen er at en beregnet pensjonsrettighet skal fordeles på forventet antall år som pensjonist. Tidlig pensjonering gir lavere årlige ytelser da det blir flere år å dele ytelsene på. Ved senere pensjonering blir ytelsene derimot høyere. I tråd med denne tankegangen skal det også tas hensyn til at det blir flere år å dele ytelsen på når levealderen øker over tid. Den enkelte kan motvirke en slik reduksjon ved å utsette pensjoneringen.

En ordning med levealdersjustering kan tenkes innført uavhengig av opptjeningsmodell og aldersgrenser. Ordningen kan derfor anvendes på rettigheter opptjent med dagens system, så vel som på opptjeningen av rettigheter med det nye systemet, hvor opptjeningsprofilen ble vedtatt av Stortinget i april 2007. Levealdersjusteringen kan også innføres uavhengig av om pensjonssystemet er sparelignende eller ytelsesbasert. I de empiriske illustrasjonene i forbindelse med Pensjonskomisjonens innstilling og behandlingen i Regjering og Storting i tidligere runder, er det lagt til grunn et ytelsesbasert system. Gjennom høringsnotatet fra januar 2008 har Regjeringen (Arbeids- og inkluderingsdepartementet 2008) derimot gått inn for å framstille det nye pensjonssystemet som sparelignende.

Under bestemte forutsetninger drøftet i denne rapporten har overgangen til en sparelignende framstilling ingen reell betydning. Endringen er begrunnet med at folk flest lettere skal se sammenhengen mellom opptjeningen av rettigheter og hva en får igjen av ytelser. I forbindelse med overgangen til en sparelignende framstilling har imidlertid Regjeringen foreslått et tilleggselement ved at det også skal tas hensyn til arvegevinster forårsaket av at noen dør før 62 år. Dette er begrunnet med at en konsekvent levealdersjustering tilsier at en tar i betraktning utviklingen i levealderen både for yrkesaktive og pensjonister. Som nærmere angitt i avsnitt 4, vil redusert dødelighet før 62 år over tid innebære reduserte arvegevinster slik at dette elementet etter hvert innebærer lavere pensjonsutgifter sammenlignet med det som ble lagt til grunn i St.meld. nr. 5 (2006-2007).

Rapporten gir en nærmere innføring i utformingen av levealdersjusteringen og hvordan opplegget bør utformes for å ta hensyn til framtidig utvikling i dødeligheten. De viktigste aspektene kan drøftes på grunnlag av forventet gjenstående leveår på ethvert alderstrinn (mellom øvre og nedre grense for pensjonering) for hver kohort. Det er imidlertid såpass store variasjoner i forventet leveår fra år til år at det er nødvendig med et opplegg for glatting av overlevelsessannsynlighetene. Rapporten drøfter også i hvilken grad opplysninger om forventet gjenstående leveår bør baseres på prognoser framfor faktiske observasjoner av dødeligheten. De valgene som er gjort i andre land, er trukket inn i denne vurderingen. Det er også drøftet om levealdersjusteringen skal fastlegges en gang for alle i forkant av pensjoneringen, eller om delingstallet bør justeres løpende på grunnlag av ny informasjon om utviklingen i levealderen.

Faglige vurderinger

- **Sparelignende versus ytelsesbasert system.** Under bestemte forutsetninger har det ingen reell betydning om det nye pensjonssystemet blir framstilt som ytelsesbasert eller sparelignende. En framstilling som et sparelignende system gjør det trolig lettere å forstå sammenhengen mellom opptjening av rettigheter og de årlige ytelsene, beregnet som pensjonsbeholdningen dividert med en størrelse tilnærmet lik forventet antall år som pensjonist.

¹ Rapporten er skrevet på oppdrag fra Arbeids- og inkluderingsdepartementet (AID) i forbindelse med arbeidet med pensjonsreformen.

- **Arvegevinst før 62 år.** En konsekvent utforming av pensjonssystemet tilsier at levealdersjusteringen bør ta hensyn til utviklingen i dødeligheten både for yrkesaktive og pensjonister. Sammenlignet med St. meld. nr. 5 (2006-2007) innebærer forslaget i høringsnotatet at det skal tas hensyn til arvegevinster på opptjening før 62 år. Dette gir lavere pensjonsutgifter over tid når dødeligheten går ned.
- **Observasjoner versus prognoser.** De fleste land som har innført levealdersjustering i pensjonssystemet, tar utgangspunkt i *observasjoner* for dødeligheten framfor *prognoser*. Den viktigste begrunnelsen for dette er at ytelsene ikke bør baseres på skjønn, noe som ville gjøre dem mer omdiskuterte. Årlige dødelighetsprognoser som er konsistente med dødeligheten i det siste observerte året, er likevel viktige av to grunner: Den ene er behovet for å kunne anslå utgiftene til alderspensjon både på kort og lang sikt, og den andre er behovet for at de som nærmer seg pensjonsalderen bør få rede på hvilke pensjonsytelser de vil kunne forvente å oppnå - avhengig av avgangstidspunkt.
- **Tidspunkt for beregning av levealdersjusteringen.** Det er uheldig om pensjonsytelsene for dem som allerede har gått av med pensjon, blir beregnet på nytt på grunnlag av nye observasjoner av dødeligheten. Levealdersjustering og delingstall bør derfor beregnes endelig i forkant av pensjoneringen. Med mulighet for pensjonering fra fylte 62 år i det nye systemet, er det mest hensiktsmessig at alle får rede på delingstallene i forkant av dette.
- **Faktisk alder versus alder ved utgangen av året.** Tall for forventet levealder og overlevelsessannsynligheter bør beregnes på samme måte som i Statistisk sentralbyrås (SSBs) offisielle dødelighetstabeller, der antall dødsfall telles opp etter alder ved hendelsen i *fylte år*. I SSBs offisielle befolkningsframskrivninger og i framskrivingsmodellen MOSART er derimot dødeligheten formulert etter alder ved utgangen av året. Det er viktig at alle beregningsopplegg som håndterer observert dødelighet sammen med forutsetninger om dødeligheten i årene framover, bruker formler som tar hensyn til denne forskjellen.
- **Sammenveiling av dødelighet for menn og kvinner.** Forventet levealder for begge kjønn under ett bør beregnes på samme måte som i SSBs vanlige opplegg for estimering av offisielle tall for forventet levealder, men med tall for menn og kvinner slått sammen. Et opplegg for dette ble første gang tatt i bruk i april 2007 for dødelighetsstatistikken for 2006.
- **Glatting.** Beregning av forventet gjenstående leveår innebærer i seg selv en glatting av tilfeldige observerte utslag i ettårige dødelighetssannsynligheter. Det er likevel nødvendig med ytterligere glatting for å redusere effekten av tilfeldige utslag. Ut fra en totalvurdering vil vi anbefale glatting over en periode på ti år.
- **Kontinuerlig alder versus alder på årsbasis.** Beregning av gjenstående leveår og delingstall for personer som går av med pensjon mellom to fødselsdager, kan gjøres ved hjelp av lineær interpolasjon.
- **Korreksjonsfaktor for gjenstående tid til indeksering.** Pensjonsrettigheter og ytelser vil normalt bli indeksert en gang i året. Ytelsene må justeres avhengig av når i året pensjoneringen finner sted sammenlignet med tidspunktet for indeksering.

I tråd med anbefalingene ovenfor er delingstallene for utvalgte kohorter gjengitt i tabell 1.1. Delingstallene avspeiler i hovedsak forventet gjenstående leveår ved pensjoneringstidspunktet. I tillegg er de beregnet på grunnlag av ti års tilbakegående glatting og justert for indeksering etter pensjoneringen. Delingstallene i tabell 1.1 skal bare anvendes på rettigheter opptjent med det nye pensjonssystemet. Det nye systemet fases gradvis inn for personer født fra og med 1954, og gjøres fullt gjeldende for personer født fra og med 1963. Som det går fram av tabellen, synker delingstallene med utsatt pensjoneringssalder da det blir færre år å dele de opparbei-

dede rettighetene på. Stadig økende levealder bidrar til flere år som pensjonist for en gitt pensjoneringsalder, og dermed høyere delingstall.

Tabell 1.1. Anslag på delingstall. Mai 2008¹

Alder	Fødselsår					
	1943	1954	1958	1963	1973	1983
62		19,89	20,17	20,59	21,46	22,35
63		19,18	19,45	19,87	20,73	21,61
64		18,48	18,74	19,15	19,99	20,86
65		17,78	18,03	18,43	19,26	20,12
66		17,08	17,33	17,72	18,53	19,37
67	15,17	16,39	16,63	17,01	17,81	18,63
68		15,70	15,93	16,30	17,08	17,89
69		15,02	15,24	15,60	16,36	17,15
70		14,35	14,56	14,91	15,64	16,41
71		13,68	13,88	14,22	14,94	15,68
72		13,02	13,22	13,54	14,23	14,96
73		12,37	12,56	12,88	13,54	14,24
74		11,74	11,92	12,22	12,86	13,54
75		11,12	11,29	11,58	12,19	12,84

¹ Delings- og forholdstallene er beregnet på grunnlag av ti års tilbakegående glatting av periodetall for dødeligheten fra det året en kohort fyller 60, og er ellers i tråd med anbefalingene i denne rapporten. Informasjonen om dødeligheten er basert på observerte tall til og med 2007. Deretter bygger tallene på dødelighetsforutsetningene fra mellomalternativet i SSBs befolkningsframskrivninger fra mai 2008. Dødeligheten er beregnet for begge kjønn under ett. I tillegg til dødeligheten er delingstallene også justert for at de løpende pensjonsytelsene indekseres svakere enn lønnsveksten.

Med den tidligere framstillingen av det nye pensjonssystemet som et ytelsesbasert system ble delingstallene normert mot delingstallene for 1943-kohorten gitt pensjonering ved 67 år. Disse normerte delingstallene blir betegnet som *forholdstall* og er gjengitt i tabell 1.2. Fram til resultatet fra lønnsforhandlingene i begynnelsen av april 2008, var det lagt opp til at delingstallene for rettigheter basert på dagens system i praksis skulle beregnes på denne måten. Bruk av forholdstall på rettigheter opptjent med dagens system skyldes at besteårsregelen og 40-årsregelen gjør det vanskelig å regne om de opparbeidede rettighetene til en pensjonsformue hvor en også ivaretar arvegevinster. Når pensjonsreformen innføres i 2010, kan personer fra 1943-kohorten gå av ved 67 år som tidligere eller velge å utsette pensjoneringen. Personer fra 1944-kohorten kan velge om de vil gå av ved 66 år, og så videre til personer fra 1948-kohorten som har mulighet til å gå av ved 62 år.

Tabell 1.2. Anslag på forholdstall før lønnsforhandlingene. April 2008¹

Alder	Fødselsår					
	1943	1944	1945	1948	1953	1962
62				1,348	1,389	1,437
63				1,288	1,329	1,377
64				1,228	1,269	1,318
65			1,140	1,168	1,210	1,258
66		1,069	1,080	1,109	1,150	1,199
67	1,000	1,010	1,021	1,050	1,091	1,140
68	0,942	0,951	0,963	0,991	1,033	1,081
69	0,884	0,894	0,905	0,933	0,974	1,022
70	0,827	0,837	0,848	0,876	0,917	0,964
71	0,771	0,781	0,792	0,819	0,859	0,907
72	0,716	0,725	0,736	0,763	0,803	0,849
73	0,662	0,671	0,682	0,708	0,747	0,793
74	0,610	0,618	0,629	0,655	0,693	0,737
75	0,558	0,567	0,577	0,602	0,639	0,682

¹ Se fotnote i tabell 1.1.

Resultatet fra lønnsforhandlingene i april 2008 innebærer at levealdersjusteringen for opptjening i dagens folketrygd ikke skal øke mer enn 0,5 prosent fra ett årskull til det neste for kullene 1943 til 1949. Som det går fram av tabell 1.2, ville forholdstallene uten denne skjermingen ha økt med om lag 1 prosent for hvert kull de første årene etter 2010. Skjermingen skal gradvis få mindre effekt for kullene 1950 til 1958 ved at skjermingen teller 90 prosent for 1950-kullet, 80 prosent for 1951-kullet osv. Dette fører til lavere forholdstall for årskullene fra 1944 til 1962, og dermed høyere alderspensjon for et gitt pensjoneringstidspunkt enn det som det var lagt opp til i Regjeringens høringsnotat (Arbeids- og inkluderingsdepartementet

2008). De nedjusterte forholdstallene fram til og med 1962-kohorten er gjengitt i tabell 1.3.

Tabell 1.3. Anslag på nedjusterte forholdstall. Mai 2008

Alder	Fødselsår					
	1943	1944	1945	1948	1953	1962
62				1,316	1,341	1,387
63				1,258	1,283	1,329
64				1,199	1,225	1,272
65			1,127	1,141	1,168	1,215
66		1,064	1,068	1,083	1,110	1,157
67	1,000	1,005	1,010	1,025	1,053	1,100
68	0,942	0,947	0,952	0,968	0,997	1,044
69	0,884	0,889	0,895	0,911	0,941	0,987
70	0,827	0,833	0,838	0,855	0,885	0,931
71	0,771	0,777	0,783	0,800	0,830	0,875
72	0,716	0,722	0,728	0,746	0,775	0,820
73	0,662	0,668	0,674	0,692	0,721	0,765
74	0,610	0,615	0,622	0,639	0,669	0,712
75	0,558	0,564	0,571	0,588	0,617	0,659

Ettersom de opptjente rettighetene for kohortene 1943 til 1953 i sin helhet skal beregnes på grunnlag av dagens system, vil disse kohortene også bli omfattet av den administrativt fastsette levealdersjusteringen. For kohortene født fra 1954 til 1962 vil både opptjeningen og levealdersjusteringen gradvis gå over til det nye systemet gjennom en sammenveining av ytelsene beregnet med gammelt og nytt system. Det nye systemet teller 10 prosent for 1954-kohorten, 20 prosent for 1955-kohorten og så videre fram til 90 prosent for 1962-kohorten. Det er først for personer fra og med 1963-kohorten at de årlige pensjonsytelsene i sin helhet vil være basert på delingstallene i tabell 1.1. Garantipensjonen vil imidlertid alltid bli justert på grunnlag av forholdstallene (som i første omgang er fastlagt administrativt).

Både endrede anslag på dødeligheten og det justerte beregningsopplegget dokumentert i denne rapporten har bidratt til at forholdstallene i tabell 1.2 er blitt høyere enn det som ble lagt til grunn for St.meld. nr. 5 (2006-2007). En stor del av endringen skyldes overgangen til ti års glatting av sannsynlighetene for å overleve². Opplegget for beregning av delingstallene var ikke endelig utformet til St. meld. nr. 5, og anslagene presentert i stortingsmeldingen var basert på uglattede observasjoner fra 2003 og 2004 i kombinasjon med befolkningsframskrivingene fra 2005. Levealderen økte kraftig i 2003 og 2004 slik at de faktiske observasjonene ligger klart over de glattede verdiene. Ettersom opplegget med forholdstallene innebærer at ytelsene for framtidige kohorter skal normeres mot 1943-kohorten, som fylte 60 år i 2003, blir glattingen for denne kohorten av stor betydning. Fra og med 1948-kohorten gir de glattede verdiene høyere vekst i levealderen sammenlignet med 1943-kohorten enn det som følger av de uglattede beregningene. Høyere vekst i levealderen innebærer høyere delingstall da framtidige kohorter for en gitt pensjonsalder må dele pensjonsformuen på flere år.

Foruten glattingen er delingstallene og forholdstallene påvirket av at tall for observert dødelighet for årene 2005 til 2007 er innarbeidet. Disse observasjonene viser lavere dødelighet enn det som var lagt til grunn i middelalternativet i SSBs befolkningsframskrivninger fra 2005. For å utarbeide konsistente anslag på utviklingen i delingstallene til høringsnotatet fra Arbeids- og inkluderingsdepartementet (2008) ble det høsten 2007 utarbeidet en midlertidig framskriving basert på en nedjustering av dødeligheten for årene 2007 til 2030³. Fra og med 2030 var nivået for dødeligheten i denne framskrivingen satt lik forutsetningene fra middelalternativet i de publiserte befolkningsframskrivingen fra 2005. Nedjusteringen av dødeligheten trekker derfor også i retning av noe høyere forholdstall enn det som ble lagt til grunn for St.meld. nr. 5 (2006-2007).

² Metoden for glatting og konsekvensene av det er nærmere drøftet i avsnitt 9.

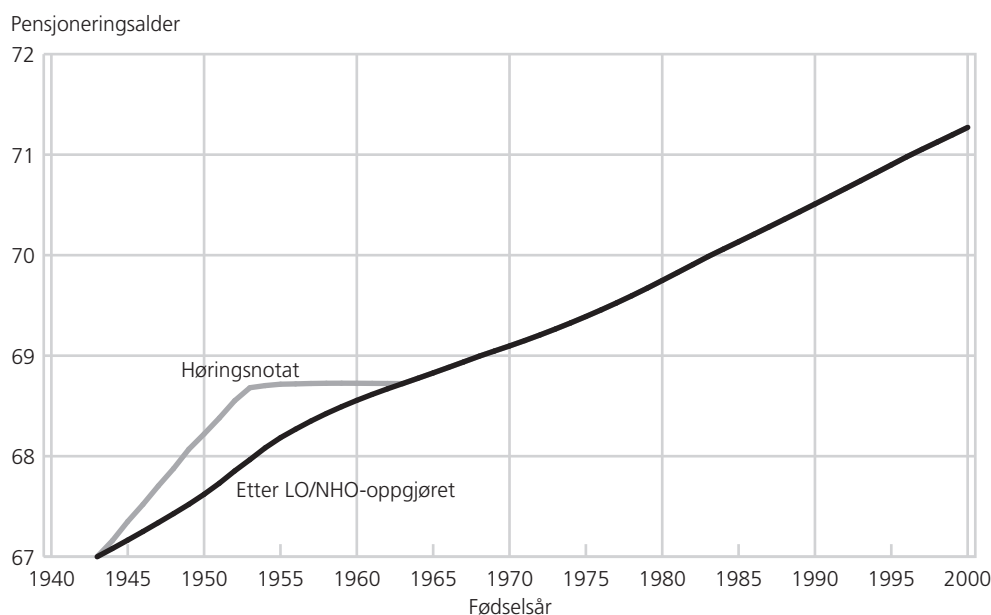
³ Se nærmere redegjørelse i vedlegg A.

I befolkningsframskrivingene fra 2008 er dødeligheten for personer over 62 år de første årene anslått svakt høyere enn i den midlertidige framskrivingen fra 2007. Men dødeligheten er klart lavere enn i befolkningsframskrivingene fra 2005, og på lengre sikt også litt lavere enn i den midlertidige framskrivingen fra 2007.

Under noen forenknelde forutsetninger⁴ er konsekvensene av levealdersjusteringen for den utsettelse av pensjoneringsalderen som er nødvendig for å opprettholde ytelsene, oppsummert i figur 1.1. Figuren gjengir både konsekvensene av forslaget i Arbeids- og inkluderingsdepartementets høringsnotat og det justerte opplegget som følge av resultatet fra lønnsforhandlingene i april 2008. Ettersom levealdersjusteringen er basert på ti års tilbakegående glatting fra året den aktuelle kohorten fyller 60 år, skyldes det klare behovet for utsettelse av pensjoneringsalderen for kohortene fram til og med 1953 den betydelige veksten i levealderen som har funnet sted de siste årene. Den flate utviklingen fra 1953-kohorten til 1963-kohorten skyldes innfasingen av opptjeningsmodellen med det nye systemet, hvor man får uttelling for å arbeide utover en pensjoneringsalder på 67 år. Med dagens system er det svært få som har en slik fordel i og med at de allerede har 40 poengår.

Resultatet fra lønnsoppgjøret om at levealdersjusteringen ikke skal øke med mer enn 0,5 prosent fra ett årskull til det neste med utgangspunkt i rettigheter opptjent med dagens system, bidrar til å utsette innfasingen av levealdersjusteringen samtidig som den blir jevnere. Ettersom 1963-kohorten i sin helhet får opptjening og levealdersjustering basert på det nye systemet, er pensjoneringsalder og ytelse for denne og framtidige kohorter ikke berørt.

Figur 1.1. Nødvendig økning i pensjoneringsalderen for å kompensere for levealdersjusteringen¹



¹ Illustrasjonen er basert på de midlertidige dødelighetsforutsetningene fra 2007. Ettersom det bare er mindre endringer i dødelighetsforutsetningene fram til befolkningsframskrivingene fra mai 2008, gir det ikke stort utslag i figuren. Svakt bedre utsikter til høyere levealder fra og med 1963-kohorten innebærer at det kan være nødvendig med litt sterkere utsettelse av pensjeringen enn det figuren viser.

⁴ Beregningene bak figur 1.1 bygger på forutsetningen om at opptjeningen fra dagens system gjelder fullt ut til og med 1953-kullet, mens det reformerte systemet gjelder fullt ut fra og med 1963-kullet. For kullene 1954 til 1962 er det en gradvis sammenveining. Foruten dette bygger beregningene på følgende forenknelde forutsetninger:

- Jevn inntekt på 5G i året i 40 år til man er 67 år
- Det er ikke tatt hensyn til arvegevinster før 62 år, noe som øker den nødvendige vekst i pensjonsalder
- Det er ikke tatt hensyn til underregulering etter pensjonering, noe som demper nødvendig vekst i pensjonsalderen

2. Bakgrunn og sentrale problemstillinger

Under Stortingets behandling av forslaget til nytt pensjonssystem 26. mai 2005 sluttet flertallet seg til følgende hovedprinsipp fra Pensjonskomisjonens innstilling (jf. Innst. S. nr. 195):

Som et ledd i å sikre bærekraft i pensjonssystemet innføres en ordning med levealdersjustering (delingstall) som innebærer at pensjonsalderen i folketrygdens alderspensjon justeres med endring i forventet levealder. Den enkelte kan motvirke effekten av delingstallet ved å arbeide lenger.

Systemet med levealdersjustering er vedtatt innført for å motvirke den økningen i utgiftene til alderspensjon som ellers vil finne sted på grunn av fortsatt økning i levealderen. Delingstallet vil også stimulere den enkelte til å utsette pensjonerings-tidspunktet. I tillegg til redusert vekst i pensjonsutgiftene kan dette gi økte skatteinntekter. Den viktigste konsekvensen er at usikkerheten om framtidens pensjonsutgifter for staten blir betydelig redusert ettersom effekten av en av de viktigste bakenforliggende faktorene til økende pensjonsutgifter langt på vei blir nøytralisert.

En ordning med levealdersjustering kan innføres uansett hvilken opptjeningsmodell som legges til grunn. For gitte opptjente rettigheter innebærer ordningen et opplegg for å fordele disse rettighetene på forventet antall år som pensjonist. Systemet kan derfor anvendes både på rettigheter opptjent på bakgrunn av Stortingets vedtak fra april 2007 om opptjeningsmodell i det nye systemet, og på rettighetene til alderspensjon opptjent i dagens folketrygd. Ordningen kan også tilpasses til hvilke aldersgrenser som fastsettes for pensjoning. Et system med delingstall kan derfor både tilpasses en nedre aldersgrense på 67 år som i dagens folketrygd, og en nedre grense på 62 år som vedtatt for det nye systemet.

Gjennom levealdersjusteringen vil dødelighetsutviklingen påvirke beregningen av årlige pensjonsytelser både på makro- og mikronivå. I et system med fleksibel pensjonsalder vil dessuten forventet antall år som pensjonist være avhengig av pensjoningstidspunktet. For gitte opptjente pensjonsrettigheter vil høyere overlevelses-sannsynligheter og lavere pensjonsalder bidra til at det blir flere år å dele de opptjente pensjonsrettighetene på, slik at de årlige ytelsene blir lavere. På makronivå vil levealdersjusteringen bidra til å begrense økningen i de samlede pensjonsutbetalingene. På mikronivå skal de enkelte pensjonsmottakere i prinsippet selv kunne beregne hvor store de årlige pensjonsutbetalingene vil bli, gitt forutsetninger om levealdersutvikling og valg av pensjonsalder. Resultatet av slike beregninger på mikronivå vil derfor være av betydning for når folk velger å gå av med pensjon.

Ved siden av beregning av pensjonsytelsene per pensjonist er utviklingen i levealderen også av betydning for antall personer i hver alder, og derved de samlede pensjonsytelsene. For å utarbeide anslag på framtidige pensjonsutgifter er det nødvendig med prognoser for utgiftene knyttet opp mot befolkningsframskrivninger, der forutsetninger om levealderen utgjør en viktig komponent. Dette gjøres bl.a. ved hjelp av mikrosimuleringsmodellen MOSART i SSB, som bruker samme dødelighetsforutsetninger som i befolkningsframskrivingene med SSBs modell BEFREG.

Formålet med denne rapporten er å bidra med faglige vurderinger av en del praktiske spørsmål rundt innarbeidingen av levealdersjusteringen. Det dreier seg bl.a. om følgende:

1. Det må utarbeides regler for hvordan levealdersjusteringen skal beregnes med utgangspunkt i opplysninger om pensjonsalder og utvikling i levealderen. Resultatene for de kohortene som omfattes av det nye systemet bør være konsistente med pensjonsytelsene for tidligere kohorter.

2. Det bør vurderes om delingstallet skal beregnes på grunnlag av *prognoser* for levealderen, eller bare bygge på observerte tall.
3. Selv om pensjonsutbetalingen for individene bare beregnes på grunnlag av observerte tall, trengs det som nevnt prognoser for dødeligheten framover for å gi anslag for de samlede årlige pensjonsutbetalinger og for å gi informasjon til de som nærmer seg 62 år om hvilket delingstall og pensjon de kan regne med å få.
4. Forventet levealder og overlevelsessannsynligheter varierer betydelig fra år til år og bør derfor glattes. Dette er nødvendig for å forhindre at noen kohorter (eller pensjonsaldre) kommer dårligere ut enn andre på grunn av mer eller mindre tilfeldige variasjoner fra år til år. Det må avgjøres hvilken glatterutine som er den best egnede for dette.
5. Alle personer i en kohort bør ha kjennskap til hvor store årlige pensjonsutbetalinger de får dersom de går av når de er 62 år framfor å stå lenger i arbeid, basert på siste oppdaterte delingstall. Dødelighetstall for et kalenderår blir først publisert av SSB noen måneder ut i det etterfølgende år (vanligvis i april). En kohort som går av med pensjon ved 62 år, må derfor basere sin beslutning på grunnlag av informasjon om forventet gjenstående levealder som foreligger i det året kohorten fyller 60.
6. Forventet gjenstående levealder har steget for alle aldre i snart to hundre år, om enn ganske ujevnt. Ved aldre over 60 år har den steget særlig raskt de siste 10-20 år, spesielt blant menn. Det er rimelig å tro at denne stigningen vil fortsette, men det er vanskelig å forutsi presist hvor sterk den vil bli. Hvordan skal systemet innrettes for at en best skal kunne ta hensyn til denne veksten ved beregningen av delingstall og pensjonsytelser?
7. De tall som blir offentliggjort for forventet levealder gjelder vanligvis for kalenderår (perioder), og ikke for fødselskohorter. Periodetallene tar utgangspunkt i opplysninger fra en rekke forskjellige aldre (og kohorter) som blir satt sammen til tall for syntetiske kohorter, som kan være nokså forskjellige fra de endelige kohorttallene.
8. Både i dagens system og i forslagene til nytt pensjonssystem er det lagt til grunn at menn og kvinner behandles under ett, til tross for at dødeligheten er betydelig høyere for menn enn kvinner i alle aldre, som medfører stor kvinneovervekt i høyere aldre. Levealderen for begge kjønn under ett kan beregnes på ulike måter.
9. Det må utarbeides regler for hvordan levealder og delingstall skal beregnes for personer som går av med pensjon *mellom* to fødselsdager, det vil i praksis si hvordan alder i år og måneder skal behandles.
10. Det må utarbeides regler for å justere pensjonen for uttak på ulike tidspunkt i kalenderåret, det vil si for å korrigere for gjenstående tid til indeksering.

Generelt bør det utarbeides regler som er klare og forståelige (transparente), som er stabile over tid, og som ikke lett blir gjort til gjenstand for faglig og politisk kritikk. Pensjonsutbetalingene bør være forutsigbare, både på mikroplan for de enkelte pensjonister og på makroplan for offentlige myndigheter.

3. Levealdersjustering og delingstall

Grovt sagt innebærer systemet med levealdersjustering og fleksibel pensjonering at nåverdien av forventet utbetalt alderspensjon skal være uavhengig av når en pensjonerer seg og hvor lenge kohorten lever. Ved pensjoneringstidspunktet skal nåverdien av framtidige utbetalinger videre svare til en pensjonsformue, som forenklet og litt uavhengig av hvordan rettighetene er opparbeidet, kan uttrykkes ved følgende formel:

$$(1) \quad W_A = \alpha \cdot \sum_{t=0}^{A-1} I_t \cdot (1+r)^{A-t}$$

der variablene står for:

W_A	Beregnet pensjonsformue ved pensjonsalder A
α	Opptjeningsprosent beregnet på grunnlag av pensjonsgivende inntekt
I_i	Pensjonsgivende inntekt ved alder i
r	Nominell rente lagt til grunn for pensjonsavsetningene

Med utgangspunkt i den årlige pensjonsgivende inntekten I_t (begrenset oppad til 7,1 ganger grunnbeløpet i den vedtatte opptjeningsmodellen) beregnes det hvert år hvor mye dette gir av pensjonsrettigheter bestemt ved opptjeningsprosenten α . Før pensjonering må disse pensjonsrettighetene omregnes til hva de tilsvarer ved pensjoneringstidspunktet A. I et fondsbasert system, eller et system hvor rettighetene behandles som om systemet var fondsbasert, er det rimelig å ta i betraktning avkastningen (r) ved plassering i de finansielle markedene. For det nye pensjonssystemet har Stortinget vedtatt at pensjonsrettighetene indekseres med lønnsveksten. I et langsiktig perspektiv vil avkastningen i de finansielle markedene normalt være større.

Hvordan den årlige pensjonen vil avhenge av pensjoneringsalder og levealder, bør være kjent for den enkelte aktør i rimelig tid før han/hun når nedre aldersgrense. Dermed kan hver person selv vurdere hva som fortøner seg å være en hensiktsmessig alder for å gå av med pensjon. *Delingstallet* som den opparbeidede pensjonsrettigheten skal deles på for å beregne de årlige ytelsene, må avspeile den forventede nåverdien av alle framtidige pensjonsytelser denne rettigheten vil gi opphav til. Ved nedre aldersgrense N (som er fastsatt til 62 år i det nye pensjonssystemet) er forventet pensjonsutbetaling på et senere tidspunkt i livet produktet av sannsynligheten for at man overlever fra alderen N til den betraktede alderen, og verdien av pensjonsutbetalingen ved denne alderen. For å omregne verdien av pensjonsutbetalingen til nåverdi må en ta i betraktning hvordan ytelsene blir inflasjonsjustert (ved lønns- eller prisvekst eller en kombinasjon), samtidig som beløpene må neddiskonteres med den nominelle renten r . I tilfellet med full lønnsindeksering av pensjonsutbetalingene⁵ kan den forventede nåverdien, beregnet ved nedre aldersgrense N, av de samlede forventede pensjonsutbetalingene (over livsløpet) per krone utbetalt i årlig pensjon for en person som er født i år K og som pensjoneres ved alder A, uttrykkes ved:

$$(2) \quad \Phi_{K,N,A,r,w} = \sum_{x=A}^{\omega} p_{K,N,x} \cdot (1+r)^{N-x} \cdot (1+w)^{x-N},$$

der variablene betyr:

⁵ I avsnitt 5 kommer vi tilbake hvordan dette blir modifisert ved innarbeiding av Stortingets vedtak om at de årlige ytelsene skal justeres med gjennomsnittet av lønns- og prisveksten.

$\Phi_{K,N,A,r,w}$	Forventet nåverdi beregnet ved nedre aldersgrense N av de samlede forventede pensjonsutbetalingene (over livsløpet) per krone utbetalt i årlig pensjon for en person i kohort K som pensjoneres ved alder A
N	Nedre aldersgrense i det fleksible pensjoneringssystemet og dermed naturlig tidspunkt for beregningene
K	Kohort, angitt ved kohortens fødselsår
x	Alder (løpende)
ω	Maksimal levealder (i praksis om lag 115 år)
w	Nominell lønnsvekst
$p_{K,N,x}$	Gjennomsnittlig sannsynlighet for at en person fra kohort K vil overleve fra beregningstidspunktet N til alder mellom x og x+1 år.

Når vi summerer over hele år slik som i (2), må vi i uttrykket for den gjennomsnittlige overlevelsessannsynligheten ta hensyn til at noen dør i løpet av året:

$$(3) \quad p_{K,N,x} = (l_{K,N,x} + l_{K,N,x+1})/2,$$

der

$l_{K,N,x}$ er sannsynligheten for at en person fra kohort K overlever fra nedre aldersgrense N til eksakt alder x, hvor $l_{K,N,N} = 1$.

Nettorenten, ρ , uttrykker forskjellen mellom renten og indekseringen av ytelsene og er definert som:

$$(4) \quad \rho = (1+r)/(1+w) - 1 = (r-w)/(1+w).$$

Resultatet blir det samme om man sammenligner reelle eller nominelle størrelser. Ved å benytte nettorenten i (2), kan sammenhengen uttrykkes som:

$$(5) \quad \Phi_{K,N,A,\rho} = \sum_{x=A}^{\omega} p_{K,N,x} \cdot (1+\rho)^{N-x}.$$

I spesialtilfellet der kalkulasjonsrenten settes lik indekseringen av ytelsene (lønnsveksten), blir faktoren for forventet nåverdi summen av sannsynlighetene for å overleve fra nedre grense for alderspensjonering til den maksimale levealder uttrykt ved:

$$(6) \quad \Phi_{K,N,A,\rho=0} = \sum_{x=A}^{\omega} p_{K,N,x} = l_{K,N,A} \cdot e_{K,A}.$$

Dette uttrykker forventet gjestående levetid ved alder A ($e_{K,A}$) multiplisert med sannsynligheten for å overleve fra alder N til alder A. Dette er det samme som forventet antall år man vil få som pensjonist når man tar vurderingen ved alder N og velger å gå av ved alder A.

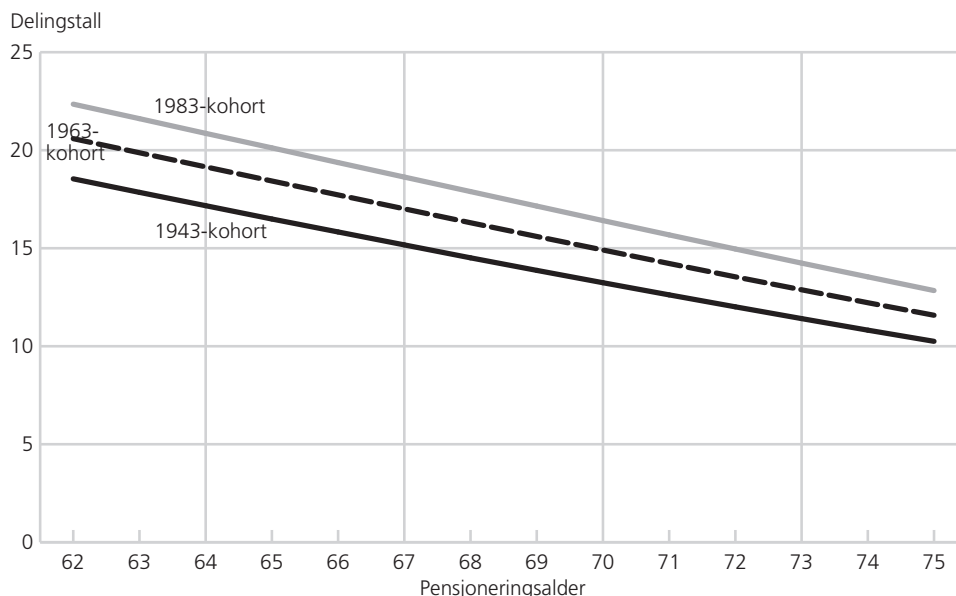
Den årlige pensjonsytelsen i fast lønnsverdi, \bar{B} , beregnes ved å dividere den opparbeidede pensjonsrettigheten med delingstallet for den aktuelle pensjonsalderen A:

$$(7) \quad \bar{B}_{K,A} = W_A / \Phi_{K,A}.$$

I tilfellet der renten er lik lønnsveksten (og vi dessuten ser bort fra underreguleringen av de løpende utbetalingene), vil den årlige pensjonsytelsen i fast kroneverdi framkomme fra (7) ved å dividere den opptjente pensjonsformuen på forventet gjestående levetid.

Delingstallene kan beregnes for hver kohort og enhver pensjoneringsalder uavhengig av opptjeningsmodell. Dersom en person velger å gå av med pensjon tidlig, vil det bli flere år å dele pensjonen på. Som vist i figur 3.1, øker delingstallene med avtakende pensjonsalder.

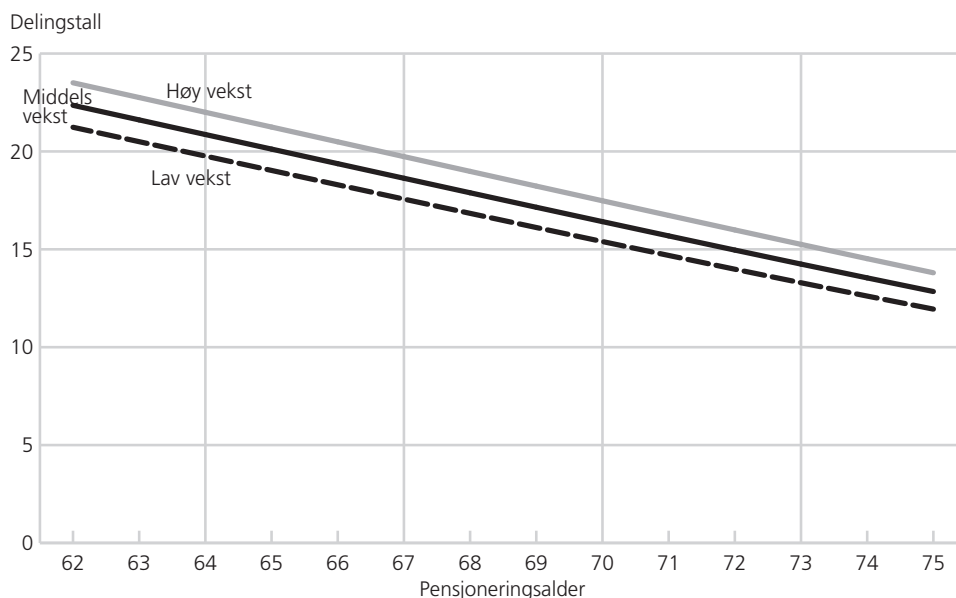
Figur 3.1. Delingstall¹ etter pensjoneringsalder for ulike kohorter



¹ Delingsstallene er basert på observert dødelighet fram til og med 2007 og mellomalternativet i Statistisk sentralbyrås befolkningsframskrivninger fra mai 2008. Som omtalt innledningsvis, skal delingstallene beregnet som i tabell 1.1 fases gradvis inn fra og med 1954-kohorten og være fullt gjeldende fra og med 1963-kohorten.

Delingstallene avhenger av de forutsetningene som legges til grunn om utviklingen i levealderen. Det er større usikkerhet forbundet med disse forutsetningene jo lenger fram i tid betraktningen går. Utslaget av ulike forutsetninger om årlig utvikling i levealderen blir derfor større jo større avstand det er til 1943-kohorten. Utslagene i delingstallene for 1983-kohorten med utgangspunkt i de siste befolkningsframskrivingene, er vist i figur 3.2. Lavere vekst i forventet levealder enn det som er lagt til grunn i mellomalternativet, gir isolert sett lavere delingstall og høyere årlig pensjon. Ved høyere vekst er det omvendt.

Figur 3.2. Delingstall¹ for 1983-kohorten under ulike forutsetninger om vekst i levealderen



¹ Delingstallene i denne figuren er beregnet på grunnlag av mellomalternativet i SSBs befolkningsframskrivninger fra 2008.

Mens framstillingen så langt er basert på utformingen av et innskuddsbasert system ble det i Pensjonskommissjonens arbeid (NOU 2004:1) tatt utgangspunkt i en videreføring av et ytelsesbasert system. Som et alternativ til (1) var det derfor hensiktsmessig å legge til grunn en sammenheng mellom de årlige pensjongivende inntektene og en basis inntektpensjon B . På samme forenklede form kan en definere opptjening av rettigheter til en basis inntektpensjon før levealdersjustering og indeksering ved:

$$(8) \quad B_A = \beta \cdot \sum_{t=0}^{A-1} I_t \cdot (1+r)^{A-t},$$

der variablene står for:

B_A Beregnet basisytelse i årlig inntektpensjon ved pensjonsalder A
 β Opptjening av årlig basis inntektpensjon i prosent av pensjongivende inntekt

Relasjonene (1) og (8) gir følgende sammenheng gitt at samme rente benyttes:

$$(9) \quad W_A = (\alpha / \beta) \cdot B_A.$$

Med de forutsetninger som er lagt til grunn ovenfor, slik at sammenhengen (9) gjelder, spiller det derfor ingen rolle om en velger å framstille opptjeningen av pensjonsrettigheter ved pensjonsformue som i (1) eller ved basis inntektpensjon som i (9). En bør velge den tilnærmingen som virker mest pedagogisk. Tilnærmingen ved (1) er klart mest pedagogisk ved et sparelignende system, mens tilnærmingen i (9) er mest hensiktsmessig for å normere basisytelsen i et ytelsesbasert system. I opplegget for opptjeningsmodell vedtatt av Stortinget våren 2007 ble β fastlagt til 1,35 prosent av samlet pensjongivende inntekt over yrkeskarrieren. Som vist i Stensnes, Stølen og Texmon (2007) gir dette en gjennomsnittlig pensjonsytelse som i framtida ligger litt høyere enn det en får ved en videreføring av dagens opptjeningssystem, litt avhengig av hva som blir lagt til grunn om framtidig yrkesdeltaking.

I tillegg til lønnsindeksering av rettighetene og løpende finansiering av utbetalingene over statsbudsjettet, beholdes ytterligere et element fra et ytelsesbasert system. Dette elementet består av at de årlige ytelsene, avhengig av pensjonsalder og utvikling i levealder, normeres mot ytelsene for personer fra 1943-kohorten som går av med pensjon ved alder 67 år i 2010. Relasjon (9) gir dermed sammenholdt med (7) følgende sammenheng mellom α og β :

$$(10) \quad \alpha / \beta = \Phi_{1943,67}.$$

Fastleggingen av pensjonsprosenten til 1,35 er også en del av kalibreringen mot ytelsene i dagens system. Når pensjonsprosenten β er bestemt fra normeringen i forhold til ytelsene i dagens system i (8), kan α beregnes fra (10). I og med at en nå ønsker å framstille systemet som et sparelignende system, vil pensjonspremien α dermed bli fastlagt med utgangspunkt i (10).

En framstilling av pensjonssystemet som sparelignende med en opptjeningsprosent, er trolig lettere å forstå for folk flest enn en pensjonsprosent på 1,35 når systemet framstilles som ytelsesbasert. Før en innfører kompliserende elementer som følge av indekseringen av ytelsene, blir dessuten de årlige ytelsene bestemt ved at den opparbeidede pensjonsformuen divideres på et uttrykk som avspeiler forventet gjenstående levealder ved (7).

Med framstillingen av pensjonssystemet som ytelsesbasert er det nødvendig med et opplegg som relaterer ytelsene til den gitte basisytelsen for andre kohorter enn

1943-kohorten og andre forutsetninger om pensjonsalder og levealder. For dette formålet innføres de normerte delingstallene, kalt *forholdstallene*. For personer i kohort K som pensjonerer seg ved alder A kan forholdstallene defineres ved:

$$(11) \quad \delta_{K,A} = \Phi_{K,A} / \Phi_{1943,67}.$$

Merk at forholdstallet for personer fra 1943-kohorten som pensjonerer seg som 67-åringer i 2010 er identisk lik 1.

Med et ytelsesbasert system blir dermed den årlige pensjonsytelsen i fast lønnsverdi bestemt ved:

$$(12) \quad \bar{B}_{K,A} = B_A / \delta_{K,A}.$$

Men med gitte pensjonsrettigheter, eller en gitt pensjonsformue slik at (9) og (10) gjelder, vil (7) og (12) gi identiske resultater for beregning av den årlige pensjonsytelsen i fast lønnsverdi. Sammenhengene ovenfor om levealdersjusteringen gjelder derfor uavhengig av om pensjonssystemet framstilles som sparelignende eller ytelsesbasert, så lenge verdien av rettighetene i det sparelignende systemet også oppreguleres med lønnsveksten.

Stortingets vedtak om at levealdersjustering og fleksibelt uttak skal iverksettes fra 2010 med virkning for nye alderspensjonister, innebærer at både de som går av med pensjon etter dagens opptjeningsregler, og de nye opptjeningsreglene omfattes. I Regjeringens høringsnotat fra januar 2008 er det foreslått overgangsregler som innebærer en gradvis innfasing av den nye opptjeningsmodellen. Personer fram til og med 1953-kohorten skal i sin helhet få beregnet sine rettigheter på grunnlag av dagens system, mens årskullene 1954-1962 skal få sin pensjonsopptjening beregnet med en forholdsmessig andel av dagens og nye opptjeningsregler. 1963-kohorten er det første kullet som i sin helhet skal få rettighetene beregnet med utgangspunkt i det nye systemet.

I dagens system er det satt en øvre grense på opptjeningen til 40 år. Før lønnsforhandlingene våren 2008 var det lagt opp til at personer fram til og med 1953-kohorten med 40 års opptjening eller mer måtte utsette pensjoneringsalderen med ett år for hvert år levealderen økte for å opprettholde den årlige ytelsen. Hvor mye pensjoneringsalderen måtte øke, kunne da avleses direkte fra tabell 1.2. For personer med mindre enn 40 års opptjening i dagens system, samt de som får sine rettigheter beregnet ved det nye systemet, innebærer økt opptjening av rettigheter ved utsatt pensjoneringsalder at disse personene ikke behøver å utsette pensjoneringsalderen like mye som levealderen øker for å opprettholde nivået på pensjonsytelsen. Med opptjeningsmodellen i det nye systemet, som gjelder fullt ut fra og med 1963-kohorten, kan det grovt anslås at pensjonsalderen må øke med 8 måneder dersom levealderen øker med 1 år.

Med forholdstallene fra tabell 1.2 vil den årlige pensjonen for personer fra 1943-kohorten som utsetter avgangen til de fylte 70 år i 2013 for gitte rettigheter, bli om lag 21 prosent høyere enn om de pensjonerer seg i 2010. Dette er upåvirket av resultatet fra lønnsoppgjøret. For personer fra 1948-kohorten som går av ved 67 år i 2015, ville forholdstallene fra tabell 1.2 innebære at den årlige pensjonen ble 5 prosent lavere enn for 1943-kohorten. Med resultatet fra lønnsoppgjøret er nedgangen i ytelsene som følge av levealdersjusteringen begrenset til 2,5 prosent.

Utsikter til flere år som pensjonist når gjenstående levealder øker for en gitt pensjonsalder, innebærer at delingstallet øker etter hvert som tiden går. Personer fra 1963-kohorten, som fullt ut får beregnet pensjonsytelsene i tråd med delingstallene i tabell 1.1, vil få 11 prosent lavere årlig pensjon dersom de pensjonerer seg ved 67 år enn en person fra 1943-kohorten med samme rettigheter. Hvis vi går helt fram til

1983-kohorten, vil den årlige pensjonen for gitte rettigheter bli 17,5 prosent lavere enn for 1943-kohorten dersom de pensjoner seg ved 67 år. Dette skyldes at forventet gjenstående levetid ved 67 år kan øke med mer enn 3 år fra 1943- til 1983-kohorten. Dersom en også tar i betraktning at økt opptjening reduserer behovet for å utsette pensjoner, vil personer fra 1983-kohorten måtte utsette pensjoner til om lag 70 år dersom de skal få en like stor pensjon som personer fra 1943-kohorten som går av ved 67 år.

4. Arvegevinst

Arvegevinster oppstår i pensjonssystemer ved at de opparbeidede rettighetene til de som dør i hver kohort fordeles på de gjenlevende. I opplegget skissert i avsnitt 3 er arvegevinsten etter 62 år ivaretatt gjennom beregningen av forventet gjenstående levetid. Pensjonsytelsene beregnes på grunnlag av betraktninger rundt levealderen for en gjennomsnittsperson i kohorten. Rettigheter for de som lever kortere enn gjennomsnittet, kommer de som lever lenger til gode. For å sikre korrekt korreksjon i ytelsene for tidlig pensjoner er dødelighet mellom nedre aldersgrense på 62 år og pensjoningstidspunktet innarbeidet (representert ved $l_{K,N,A}$ i (6)). Opplegget skissert i avsnitt 3 innebærer imidlertid en forenkling ettersom det ses bort fra at noen dør før 62 år samtidig som opparbeiding av rettigheter etter 62 år beregnes som om de fant sted ved 62 år.

Ettersom endringer i levealderen også har betydning for hvor mange som dør i yrkesaktiv alder, vil en konsekvent levealdersjustering tilsi at det tas hensyn til utviklingen i levealderen både for yrkesaktive og for pensjonister. I høringsnotatet fra januar 2008 foreslår derfor Regjeringen at endringer i dødelighet før 62 år skal innarbeides slik at en også får tatt hensyn til de arvegevinstene dette medfører. Et element med arvegevinster på opparbeidede rettigheter før pensjoner kan spesielt begrunnes når systemet framstilles som sparelignende, og det er mest hensiktsmessig å korrigere for dette i forbindelse med opparbeidingen av rettighetene. Under bestemte forutsetninger kan et slikt opplegg også implementeres i et ytelsesbasert system. Besteårsregelen og regelen med maksimalt 40 års opptjening gjør det imidlertid vanskelig å innarbeide elementet i dagens system. Mens et opplegg med arvegevinster blir mest konsistent ved at opptjening i alle år korrigeres med overlevelsessannsynligheter, er dette ikke mulig med en besteårsregel som selekterer bort opptjening i bestemte år. Ønsket om å gå over til en sparelignende utforming med arvegevinst gjør det derfor nødvendig å operere med to sett av delingstall: delingstallene fra tabell 1.1 på rettighetene fra det nye systemet og forholdstallene fra tabell 1.2 basert på rettighetene fra dagens system. Som tidligere nevnt, innebærer resultatet fra lønnsoppjøret våren 2008 en mer lempelig innfasing av levealdersjusteringen gjennom forholdstallene gjengitt i tabell 1.3.

Ved å ta hensyn til arvegevinster før pensjonsalderen, samt forutsette lønnsindeksering av rettighetene, er det hensiktsmessig å utforme opptjeningsmodellen i (1) som:

$$(13) \quad W_A = \alpha_2 \cdot \sum_{t=0}^{A-1} I_t \cdot (1+w)^{A-t} / l_{K,t-A},$$

der α_2 er opptjeningsprosenten når arvegevinsten før 62 år er innarbeidet.

Her blir inntekter over den yrkesaktive perioden justert med sannsynligheten for å overleve fra alder i til pensjonsalderen A . Arvegevinsten blir dermed basert på den aldersspesifikke dødeligheten for de aktuelle årskullene, og ikke på en omfordeling av faktisk opptjening mellom de som dør. Forskjellen er imidlertid liten. Normalt kunne en forvente at de som dør tidlig, har lavere inntekt enn de som lever lenger. For de samlede arvegevinstene blir imidlertid dette motvirket av at kvinner har lavere dødelighet enn menn samtidig som de tjener mindre. Arvegevinster inne-

bærer at pensjonsopptjening tidlig i livet tillegges noe større effekt på bekostning av den som kommer sent. Slik beregningen av arvegevinster er foreslått håndtert i praksis, kan uttrykket i (13) også formuleres ved å legge til arvegevinstene fortløpende for hvert år, uten at det vil endre innholdet.

Ettersom overlevelsessannsynligheten fra nedre aldersgrense på 62 år til pensjonsalderen inngår i opptjeningen i (13) med dette opplegget, vil faktoren for forventet nåverdi av de samlede pensjonsytelsene til en pensjonist som er født i år K og som pensjoneres ved alder A , tilsvare forventet gjenstående levealder når rente settes lik lønnsvekst. Uttrykket (6) forenkles da til:

$$(14) \quad \Phi_{K,A,\rho=0} = e_{K,A}$$

Med noen modifikasjoner som vi drøfter i senere avsnitt, er det dette som er lagt til grunn for delingstallene i tabell 1.1. Forskjellen mellom (6) og (14) forklarer også hvorfor forholdstallene i tabell 1.2 beregnet ved (6) avviker litt fra det som framkommer ved å beregne forholdet mellom to delingstall i tabell 1.1 beregnet ved (14). Overlevelsessannsynligheten fra 62 år til pensjonering (og dermed endringer i denne) har betydning for forholdstallene beregnet i tabell 1.2.

Overgangen til en sparelignende utforming med arvegevinst er foreslått for å gi en konsekvent levealdersjustering i pensjonssystemet der det tas hensyn til utviklingen i dødeligheten både før og etter pensjoneringsalderen. Samtidig bidrar dette til å begrense veksten i pensjonsutgiftene hvis dødeligheten synker for de som er under 62 år. Sammenlignet med den ytelsesbaserte utformingen uten arvegevinster før 62 år, innebærer endringen imidlertid at det ikke er mulig med fullt samsvar i pensjonsutbetalingene i alle situasjoner når levealderen endrer seg. Ettersom levealdersjusteringen med den ytelsesbaserte utformingen har vært basert på en normering av ytelsene til personer fra 1943-kohorten som går av ved 67 år i 2010, har denne normeringen også blitt lagt til grunn for kalibreringen av opptjeningsprosenten α_2 med den sparelignende utformingen. Ved å dividere (13) med (14) og (8) med (11) og sette de to uttrykkene lik hverandre oppnår vi følgende sammenheng når rettighetene indekseres med lønnsveksten:

$$(15) \quad \alpha_2 = \frac{\beta \cdot e_{1943,67} \cdot \sum_{t=0}^{66} I_t \cdot (1+w)^{67-t}}{\sum_{t=0}^{66} I_t \cdot (1+w)^{67-t} / l_{1943,t-67}}$$

I tillegg til at vi har angitt at beregningen utføres med levealdersforutsetningene for 1943-kohorten, har vi også satt inn w for r for å indikere at de løpende pensjonsgivende inntektene indekseres med lønnsveksten. Kalibreringen til 2010 medfører at det å ta hensyn til arvegevinst før 62 år innebærer en innstramming for framtidige kohorter sammenlignet med det som ble lagt til grunn for Stortingsmelding nr. 5 (2006-2007). Dette skyldes at fortsatt redusert dødeligheten før 62 innebærer at arvegevinsten før pensjonering for framtidige kohorter avtar slik som illustrert i figur 4.1.

Likning (15) uttrykker altså sammenhengen mellom pensjonsprosenten β på 1,35 i den ytelsesbaserte utformingen uten arvegevinst på rettigheter før 62, år og opptjeningsprosenten α_2 i den sparelignende utformingen med arvegevinst over hele opptjeningsperioden. For det første er denne sammenhengen påvirket av forventet gjenstående levealder for 1943-kullet ved 67 år i 2010. Størrelsen som inngår i denne beregningen, er imidlertid glattet og justert i tråd med anbefalingene i senere avsnitt, slik at kalibreringen av pensjonspremien blir avhengig av disse tillempingene. Med forbehold om ytterligere mindre justeringer i beregningsopplegget er denne størrelsen beregnet til 15,17.

Forholdet mellom de to uttrykkene bak summetegnene uttrykker korreksjonen for arvegevinsten og er på 0,883. Korreksjonen for arvegevinsten uttrykker at jo senere opptjeningen kommer, jo høyere må opptjeningsprosenten være for å gi samme pensjonsytelse. Dette avspeiles i (15) ved at overlevelsessannsynlighetene opp til 67 nærmer seg 1 jo nærmere 67 år en er. Nevneren under det store brøkstreket blir dermed mindre og nærmer seg uttrykket bak summetegnet i telleren. Det kan diskuteres hvilken profil på opptjeningen over livsløpet som skal legges til grunn for kalibreringen. Ettersom kvinners yrkesdeltakelse har økt merkbart over livsløpet, blir det misvisende å legge til grunn den lave yrkesdeltakingen for kvinnene fra 1943-kohorten på 1970-tallet. Dessuten kjenner vi heller ikke den opptjeningen 1943-kullet ville ha hatt før innføringen av folketrygden i 1967. Ettersom opptjeningen av pensjonsrettigheter i det nye systemet berører framtidens pensjonister, har vi valgt å legge til grunn profilen på den opptjeningen av inntekter over livsløpet som ventes å gjøre seg gjeldende i 2050, men med en gitt pensjonsalder på 67 år.

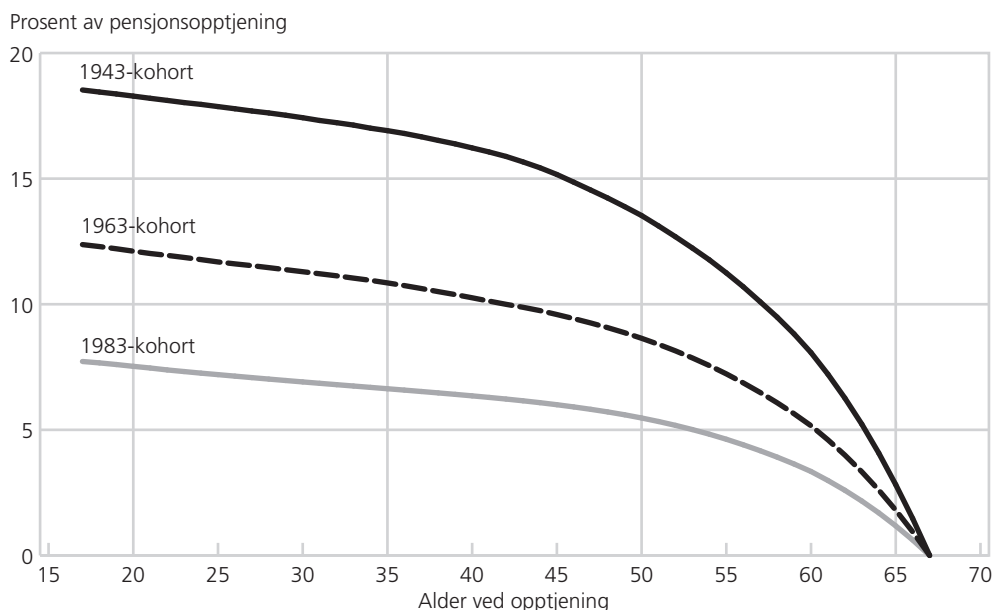
Med de tallmessige anslagene som er lagt til grunn får vi beregnet følgende verdi for opptjeningsprosenten i det nye pensjonssystemet:

$$(16) \quad 18,1 = 1,35 \cdot 15,17 \cdot 0,883$$

Produktet $1,35 \cdot 15,17 = 20,5$ uttrykker den opptjeningsprosenten som hadde vært nødvendig i et sparelignende system hvis det ikke hadde blitt tatt hensyn til arvegevinst før 67 år. Ved å ta hensyn til arvegevinsten blir pensjonspremien for 1943-kohorten derved redusert med 2,4 prosentpoeng.⁶

Størrelsen på arvegevinsten som akkumuleres fram til 67 år på grunnlag av opptjening over livsløpet for tre utvalgte fødselskull, er vist i figur 4.1. Den akkumulerte arvegevinsten er naturlig nok størst basert på opptjening tidlig i livsløpet, og avspeiles av at sannsynligheten for å overleve fram til alder A i uttrykket (13) da er minst. Etter hvert som alderen øker, vil sannsynligheten for å overleve fram til en gitt alder også øke, og den akkumulerte arvegevinsten basert på opptjening fra disse årene blir mindre. Spesielt synker arvegevinsten på opptjening etter 50 år da det fortsatt er en viss sannsynlighet for å dø fra en er 50 og fram til 67 år som illustrert i figuren. For personer fra 1943-kohorten er den akkumulerte arvegevinsten på inntekter opptjent ved 20-årsalderen i overkant av 18 prosent. Men selv for inntekter opptjent ved 60 år, er arvegevinsten 8 prosent. For personer fra 1963-kohorten vil arvegevinster på inntekter opptjent ved 20-årsalderen ligge på rundt 12 prosent, mens den faller til under 8 prosent for personer fra 1983-kohorten. Nedgangen i arvegevinsten sammenlignet med 1943-kohorten skyldes i særlig grad nedgang i dødeligheten blant personer over 50 år. For yngre aldersgrupper er dødeligheten allerede så lav at videre nedgang ikke har stor praktisk betydning. I befolkningsframskrivingene fra 2008 er det spesielt lagt til grunn sterkere nedgang i dødeligheten for personer under 70 sammenlignet med tidligere. Dette innebærer at innstramningen som følge av økende levealder før pensjonering blir større enn tidligere anslått.

⁶ Det er nødvendig å ta hensyn til arvegevinster etter nedre aldersgrense for pensjonsuttak dersom pensjonssystemet skal være nøytralt. Dersom en skulle ha fulgt opplegget fra St.meld. nr. 5 (2006-2007) hvor en ikke tok hensyn til arvegevinst før 62 år, mens arvegevinst etter 62 år ble tatt inn i delingstallet, ville opptjeningsprosenten i tråd med relasjonene (10) og (6) ha blitt: $19,3 = 1,35 \cdot 0,941 \cdot 15,17$. Her uttrykker 0,941 overlevelsessannsynligheten fra 62 til 67 år for en person fra 1943-kohorten.

Figur 4.1. Kumulert arvegevinst¹ ved 67 år i prosent av opptjening etter alder og fødselsår

¹ Beregnet på grunnlag av observert dødelighetsstatistikk til og med 2007 og mellomalternativet i SSBs befolkningsframskrivninger fra mai 2008.

5. Indeksering og delingstall

I Stortingets vedtak fra mai 2005 slås det fast at opparbeidede pensjonsrettigheter skal justeres med gjennomsnittlig lønnsvekst. Pensjonsrettighetene opprettholder dermed sin verdi i forhold til lønnsnivået. Garantipensjonen skal imidlertid lønnsindekseres justert for utviklingen i levealder slik det følger av uttrykket for det normerte delingstallet i (11) foran. Dermed vil garantipensjonen for en gitt pensjoneringsalder bli redusert i forhold til lønnsnivået dersom levealderen øker. Ettersom garantipensjonen blir underkastet samme aktuariske nøytralitet som inntektspensjonen, vil den enkelte også kunne motvirke dette ved å utsette pensjoningering.

For de løpende utbetalingene etter pensjoningering er det foreslått en justering med gjennomsnittet av lønns- og prisveksten. Arbeids- og inkluderingsdepartementet har foretatt en nærmere vurdering av hvordan dette skal operasjonaliseres. Som nærmere omtalt nedenfor, inngår justeringen av de løpende utbetalingene to steder: direkte i reguleringen av de løpende ytelsene, men det er også tatt hensyn til at ytelsene reguleres svakere enn lønnsveksten i beregningen av delingstallene. Ettersom delingstallene for en kohort skal beregnes en gang for alle i forkant av pensjoningering, som diskutert i avsnitt 6, er det nødvendig med en fast nedjustering for å få dette på plass. Ut fra en vurdering av at reallønningene på lang sikt i gjennomsnitt kan vokse med rundt 1,5 prosent per år, foreslår Arbeids- og inkluderingsdepartementet i høringsnotatet en fast nedjustering i forhold til lønnsveksten med 0,75 prosentpoeng. Et tilsvarende fast fratrukk er hensiktsmessig i indekseringen av de løpende ytelsene for å sikre konsistens med håndteringen av indekseringen i delingstallene. Et argument mot en slik framgangsmåte er at indekseringen i verste fall kan bli negativ dersom lønnsveksten et år blir lavere enn 0,75 prosentpoeng. Det drar imidlertid i motsatt retning at en årlig regulering med gjennomsnittet av lønns- og prisveksten vil kunne innebære at pensjonistene får en vesentlig dårligere indeksering av ytelsene enn lønsmottakerne i år med sterk reallønnsvekst. Ut fra en samlet vurdering har Arbeids- og inkluderingsdepartementet derfor valgt å foreslå et fast fratrukk også i justeringen av de løpende ytelsene.

Av praktiske årsaker er det hensiktsmessig å foreta korrigeringen ved å justere lønnsveksten med en faktor 1-u der u uttrykker fratrukket målt i prosentenheter. Med denne korreksjonen kan faktoren for forventet nåverdi av de framtidige pen-

sjonsytelsene ved nedre aldersgrense N som legges til grunn i den ytelsesbaserte utformingen uttrykkes ved:

(17)

$$\Phi_{K,N,A,r,w,u} = \sum_{x=A}^{\omega} p_{K,N,A,x} \cdot (1+r)^{N-x} \cdot (1+w)^{A-N} \cdot [(1+w) \cdot (1-u)]^{x-A}$$

I tilfellet med rente lik lønnsvekst reduseres dette til:

$$(18) \quad \Phi_{K,A,\rho=0,u} = \sum_{x=A}^{\omega} p_{K,N,A,x} \cdot (1-u)^{x-A}$$

Med den sparelignende utformingen, hvor arvegevinst fram til pensjonsalder innarbeides i opptjeningsmodellen, blir uttrykket tilsvarende bortsett fra at overlevelsenssynlighetene beregnes fra faktisk pensjonsalder A og opp til alder x i stedet for fra nedre aldersgrense N :

$$(19) \quad \Phi_{K,A,\rho=0,u} = \sum_{x=A}^{\omega} p_{K,A,x} \cdot (1-u)^{x-A}$$

Ved lavere indeksering enn lønnsveksten, dvs. $u > 0$, blir ytelsene i påfølgende år etter pensjonering lavere, og den forventede nåverdien av de framtidige ytelsene uttrykt ved (18) og (19) blir også redusert.

Elementet med lavere indeksering av de løpende ytelsene som et gjennomsnitt av lønns- og prisveksten har også betydning for forholdstallene beregnet ved (11). Med gitte opptjente rettigheter og et gitt tidspunkt hvor forholdstallet er 1 for enhver kohort, betyr det at årene foran i så fall må få et lavere forholdstall enn ved full indeksering ($u = 0$). Det drar isolert sett i retning av høyere pensjonsutbetaling i de tidligere årene. For pensjonering etter normeringspunktet ville forholdstallet med dette opplegget derimot bli høyere enn ved full indeksering.

Med delingstall og svakere indeksering av de løpende pensjonsutbetalingene enn lønnsveksten, kan de løpende pensjonsutbetalingene, PB (regnet i pensjonsalderens kroneverdi), med utgangspunkt i hhv (12) og (7) uttrykkes ved:

$$(20) \quad PB_{K,A,u,x} = (B_A / \delta_{K,A,u}) \cdot [(1+w) \cdot (1-u)]^{x-A}$$

ved en ytelsesbasert utforming, og ved:

$$(21) \quad PB_{K,A,u,x} = (W_A / \Phi_{K,A}) \cdot [(1+w) \cdot (1-u)]^{x-A}$$

når utformingen er sparelignende.

6. Praktiske avveininger rundt levealdersjusteringen

Før det nye pensjonssystemet innføres i 2010 må alle som har mulighet til å gå av med pensjon etter det nye systemet i det året, få beregnet konsekvensene for de årlige pensjonsytelsene. Med en sparelignende utforming som gradvis blir gjort gjeldende fra kohortene født fra og med 1954, vil de årlige ytelsene bli beregnet som forholdet mellom en opparbeidet pensjonsformue i henhold til relasjon (1) og forventet gjenstående levealder ved pensjoneringstidspunktet (14). Den ytelsesbaserte utformingen gjøres fullt gjeldende fram til og med 1953-kohorten og fases gradvis ut til og med 1962-kohorten. Med det opprinnelige forslaget til levealdersjustering (før innarbeidingen av skjermingen) var det lagt opp til at de årlige ytelsene basert på opparbeiding av rettigheter i tråd med dagens system skulle divideres med forholdstallene i relasjon (11). Før en innarbeidet betydningen av indekseringen kunne dette uttrykkes ved:

$$(22) \quad \delta_{K,A} = \frac{l_{K,62,A,K+60} \cdot e_{K,A,K+60}}{l_{1943,62,67,2003} \cdot e_{1943,67,2003}}$$

der

$e_{K,A,t}$ er forventet gjenstående leveår ved pensjonsalder A for kohort K basert på observasjoner for år t^7 , og

$l_{K,62,A,t}$ er sannsynligheten for at en person fra kohort K overlever fra nedre aldersgrense 62 år til pensjonsalder A basert på den dødeligheten som er observert i år t .

Opplegget med å begrense levealdersjusteringen til maksimalt 0,5 prosent fra ett årskull til det neste for rettigheter opptjent med dagens folketrygd, medfører at justeringen ved (22) bare vil få praktisk relevans dersom levealdersutviklingen blir så svak at en ikke når opp til grensen på 0,5 prosent.

Med effektiv skjermingen av levealdersjusteringen for kohortene født i årene 1944 – 1948⁸, er levealdersjusteringen for disse kohortene allerede fastlagt med utgangspunkt i tabell 1.3. For 1949-kohorten vil levealdersjusteringen bli beregnet i 2010 på bakgrunn av observert utvikling fram til og med 2009, når kohorten fyller 60 år. Et tilsvarende opplegg vil bli fulgt for senere kohorter. Levealdersjusteringen beregnes i det året en kohort fyller 61 på bakgrunn av den informasjon som foreligger til og med året før.

Det er fullt mulig å beregne delingstall og forholdstall etter pensjonsalder for hver kohort på hvilket som helst tidspunkt med de overlevelsessannsynligheter som det da er rimelig å legge til grunn. Hvis delingstallene og forholdstallene blir revidert, ville det imidlertid skape usikkerhet rundt framtidige pensjonsutbetalinger. Dette taler for at delingstallene og forholdstallene for en person (og en kohort) bør beregnes en gang for alle. Det kan være to alternative tidspunkt for dette, før nedre aldersgrense og før faktisk pensjonsalder. Argumentet for den siste løsningen er at tallene dermed blir beregnet på grunnlag av ferskest mulig informasjon. Ulempen er at delingstallene og forholdstallene for en gitt kohort og pensjonsalder endrer seg etter at de er beregnet, dersom overlevelsessannsynlighetene i mellomtiden er endret. Personer fra samme kohort kan dermed bli stilt overfor ulike forutsetninger. I ekstreme tilfeller kan utsatt pensjonering medføre redusert pensjon dersom levealdersforutsetningene i mellomtiden er betydelig oppjustert. Dette taler for at de-

⁷ For eksempel til og med 2003 som i nevneren, eller K+60 som i telleren, da beregningene baseres på de observasjoner som foreligger det året en kohort fyller 60 år.

⁸ Med det foreslåtte opplegget og den observerte utviklingen i levealderen fram til og med 2007, blir skjermingen klart effektiv for kohortene født i årene 1944-1947, og den blir trolig effektiv også for 1948-kohorten.

lingstallene og forholdstallene bør beregnes før nedre aldersgrense, som er fastlagt til 62 år i det nye pensjonssystemet.

Ved beregning av levealdersjusteringen for hver kohort burde en ideelt sett ta utgangspunkt i den levalderen som er beregnet på grunnlag av registrerte tall for dødeligheten for den aktuelle kohorten. Disse opplysningene er naturlig nok ikke kjent på det tidspunktet pensjoneringen skal besluttes, eller for den saks skyld når ytelsene skal utbetales. I hvilken grad en bør basere seg på en prognose for utviklingen i dødeligheten eller beregninger av forventet gjenstående levealder basert på tilgjengelige periodedata, vil bli drøftet nærmere i avsnitt 8.

Det er også viktig at de observerte verdiene av levalderen som er basis for delingstallene framover, i minst mulig grad er påvirket av tilfeldigheter. Dersom for eksempel forventet gjenstående levealder ved 62 år for en person fra 1948- kohorten basert på observasjoner til og med 2008, $e(62, 1948, 2008)$, er spesielt høy på grunn av tilfeldigheter, vil den observerte endringen til $e(62, 1949, 2009)$ bli mindre enn det en normal levealdersutvikling skulle tilsi slik at forholdstallet vil justeres for lite. Derfor er det viktig at de observerte verdiene for levalderen glettes. Dette vil bli nærmere drøftet i avsnitt 9.

7. Kjønnsnøytralt delingstall

Både i dagens system og i forslagene til nytt pensjonssystem er det lagt til grunn at menn og kvinner behandles under ett, på tross av at dødeligheten er betydelig høyere for menn enn kvinner i alle aldre. Dette fører til at det er betydelig flere overlevende kvinner enn menn i høy alder, på tross av det blir født flere gutter enn jenter.

Den enkleste metoden for å beregne forventet levealder for begge kjønn er å regne ut det aritmetiske gjennomsnittet for menn og kvinner. Dette fører imidlertid til et litt skjevt estimat, fordi det er flere kvinner enn menn i høy alder. (I dag er 59 prosent av befolkningen over 67 år kvinner.) Beregning av levalderen i overlevelses-tabellen for 2006 for begge kjønn gir for 67-åringer 17,59 år, som er 0,14 år høyere enn det aritmetiske gjennomsnittet (av 15,98 og 18,9 år). Forskjellen øker fra 0,05 for nullåringer til 0,19 for aldre rundt 80 år (med 2006-tall). Denne feilen er imidlertid liten i forhold til usikkerheten om utviklingen av levalderen framover. Dessuten vil størrelsen av avviket avta dersom dødeligheten fortsetter å synke raskere for menn enn for kvinner.

SSB har ikke tidligere publisert tall for forventet levealder for begge kjønn under ett. Fra og med statistikkåret 2006 er dette imidlertid innarbeidet, først og fremst av hensyn til den aktuelle anvendelsen i beregningen av framtidige pensjoner. Behovet for konsistente serier av dødelighetstabeller for menn og kvinner og for begge kjønn under ett har ført til at vi har laget nye dødelighetstabeller for historiske år tilbake til 1970.⁹ Figur 7.1 og tabell B4 sammenlikner forventet levealder ved 62 år for begge kjønn beregnet på forskjellige måter.

Når det gjelder *prognoser* for dødeligheten, har vi derimot funnet det hensiktsmessig å veie sammen data for menn og kvinner ved å bruke antall personer ved hvert alderstrinn som vektorer. Dette skyldes at prognosene for *framtidig* dødelighet (og derav levealder) er spesifisert i form av et sett dødssannsynligheter etter kjønn, alder og år i framskrivingen. Anslagene for gjenstående levetid som er basert på

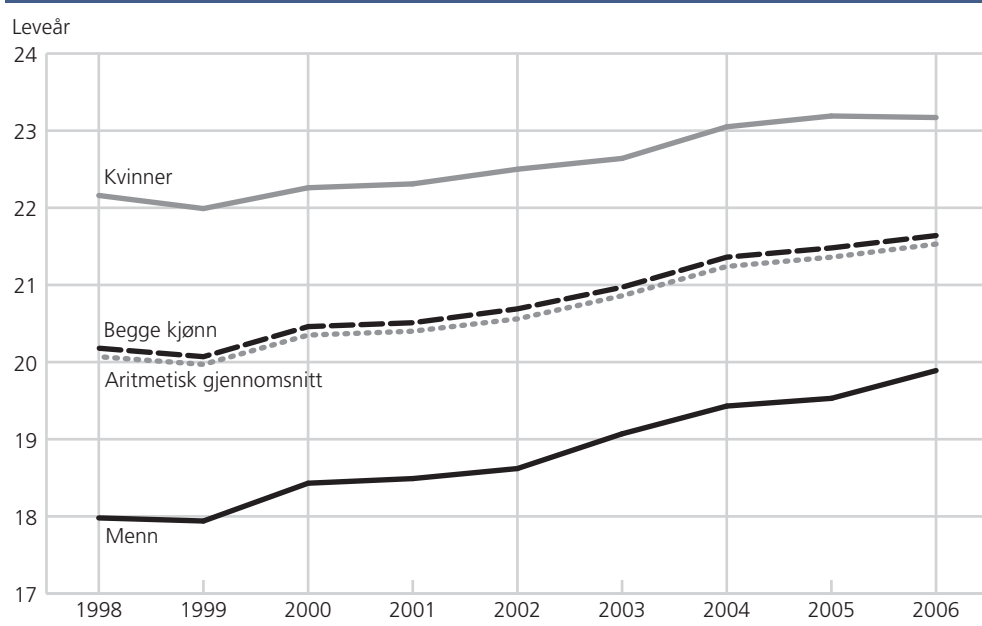
⁹ Det er laget reviderte tabeller for begge kjønn for årene 1994-1997, med bruk av det samme formelverket for dødelighetstabellene som det som ble innført fra og med 1998 (Foss 1998). Vi har også laget sett av konsistente tidsserier for dødeligheten beregnet ved alder ved hendelsen (som i offisiell statistikk) og alder ved utgangen av året (brukt i BEFREG og MOSART) for *årene* 1836-2060 og for *kohortene* 1846-1960, for henholdsvis menn, kvinner og begge kjønn. Formler som dokumenterer beregningsopplegget er blant annet beskrevet hos Mamelund og Borgan (1996). Beregningene er utført før ferdigstillingen av befolkningsframskrivingene fra mai 2008, og er derfor basert på de midlertidige dødelighetsforutsetningene fra høsten 2007, som beskrevet i Vedlegg A.

veide gjennomsnitt og ikke aritmetiske gjennomsnitt av dødssannsynlighetene, avviker imidlertid svært lite fra estimater der menn og kvinner er behandlet samlet gjennom hele beregningen av dødelighetstabellen. For eksempel var forventet gjenstående levealder ved 62 år beregnet for begge kjønn under ett 21,48 år i 2005, mens det veide gjennomsnittet er 21,49 år og det aritmetiske gjennomsnittet er 21,36 år.

I Sverige beregnes for øvrig det kjønnsnøytrale delingstallet ved å veie sammen gjenstående levealder for menn og kvinner med antallet på hvert alderstrinn som vektet.

Konklusjonen er altså at forventet levealder for begge kjønn under ett bør beregnes på samme måte som i SSBs vanlige opplegg for estimering av offisielle tall for forventet levealder, bare med den forskjell at befolkningen behandles som om den kun består av ett kjønn (det vil si at antall dødsfall og folkemengden slås sammen for menn og kvinner). Dette er faglig sett mer tilfredsstillende enn å vekte dødelighetsratene med andelen menn og kvinner i hver alder, og det er dessuten praktisk mest hensiktsmessig da vi på grunnlag av drøftingen i avsnitt 8 anbefaler at delingstallene bør baseres på observert dødelighet og ikke prognoser for dødeligheten.

Figur 7.1. Forventet gjenstående leveår ved eksakt alder 62 år for menn, kvinner og begge kjønn. 1998-2006



8. Kohortdødelighet som grunnlag for delingstall?

8.1. Kohortdødelighet og prognoser

Vanligvis beregnes forventet gjenstående levealder ved alder x , kalt e_x , for *perioder*, det vil si basert på dødelighetsobservasjoner for ett (eller flere) kalenderår. e_{62} for 1948-kohorten, for eksempel, vil først bli kjent når det ikke er flere igjen i kohorten, dvs. omkring 2050. Den yngste kohorten som vi har nesten komplette tall for, er den som ble født i år 1900, der de få gjenværende fylte 106 år i 2006. Av denne kohorten, som opprinnelig var på 66 229 personer, var det igjen 23 personer per 1.1.2006. I løpet av 2006 døde 9 av dem, mens 14 overlevde til 2007. I figur 8.1 sammenlikner vi den faktiske gjenstående levealderen ved 62 år for kohorter med den som er estimert for det observasjonsåret kohorten fylte 62 år. Vi ser at bruk av periodetall vanligvis underestimerer en kohorts gjenværende levetid ved 62 år med 1-2 år.

Bruk av prognosetall for dødeligheten vil gjøre det mulig å beregne gjenstående levetid for ferskere kohorter enn 1900-kohorten. Dersom vi bruker prognosetall for dødeligheten bare for de aller eldste, for eksempel for gruppen over 90 år, der det likevel ikke er så mange gjenværende, vil avviket fra den virkelige levetiden trolig ikke bli så stor.

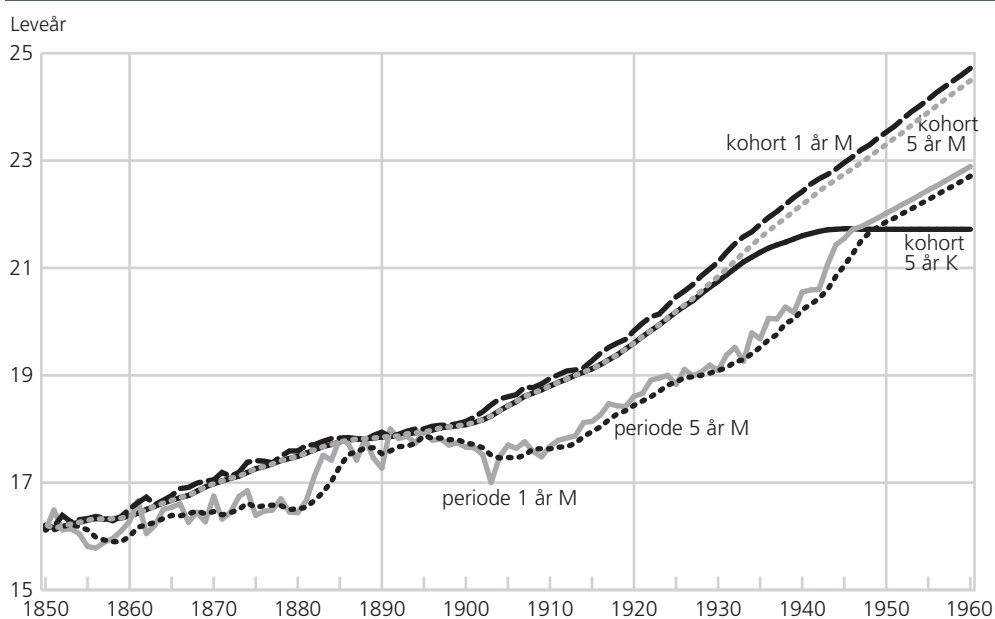
Forventet levealder har økt nesten ubrutt i snart 200 år. Dette gjelder alle aldre, bortsett fra mer eller mindre tilfeldige variasjoner fra år til år. Det er derfor grunn til å tro at levealderen vil fortsette å øke i årene som kommer. Det er også dette som er hovedprinsippet bak SSBs framskrivning av levealderen i befolkningsframskrivningene. Metodene for å gjøre dette har variert noe, se Brunborg (2003). I de fire siste framskrivingsrundene (1999, 2002, 2005 og 2008) ble de aldersspesifikke dødelighetssannsynlighetene endret i ulik takt framover, fordi utviklingen har vært forskjellig for forskjellige aldre. I 1999 og 2002 ble dette gjort på grunnlag av endringene i de aldersspesifikke dødelighetssannsynligheter i de foregående 30-40 år. I 2005 og 2008 ble en mer avansert statistisk modell brukt. Da ble dødelighetsratene bestemt ved å bruke en modifisert utgave av Lee-Carter-metoden, der parametrene i en dødelighetsmodell ble estimert fra observasjoner for årene siden 1900 (Keilman og Pham 2005). Dette førte til noe raskere nedgang i dødeligheten for yngre aldre og noe mindre nedgang for høyere aldre enn i de to foregående rundene. En konsekvens av dette er at forventet levealder for eldre ble noe lavere enn for de tilsvarende alternativene i de foregående framskrivningene, på tross av at forventet levealder ved fødselen var omtrent den samme.¹⁰

Det er ikke tvil om at statistiske metoder forbedrer framskrivning av levealderen i forhold til ikke å regne med endring i det hele tatt, men resultatene påvirkes altså av hvilken metode som velges, og ikke minst av hvilken observasjonsperiode som legges til grunn for estimeringen. Den tryggeste konklusjonen er derfor *ikke* å basere beregningen av delingstallet på prognoser for levealderen.

Dersom forventet gjenstående levetid for de alderstrinnene som er aktuelle for beregning av delingstallet, 62-75 år, fortsetter å øke jevnt på samme måte som hittil, er det ikke noe *stort* problem ikke å bruke prognoser (se mer om dette i avsnitt 8.3). Vi kan imidlertid ikke se helt bort fra at forventet levealder ved en bestemt alder vil stagnere eller til og med at den vil begynne å synke. Men det kan være vanskelig å oppdage dette: Hvordan skal vi kunne skjelne mellom tilfeldige svinginger og en ny trend? Hvor mange år med synkende levealder vil vi trenge før vi kan antyde at vi står ovenfor en nedadgående trend?

¹⁰ Hovedårsaken til de store endringene i e_{62} for kohortene født omkring 1944, se figurene i Vedlegg A, er den uvanlig sterke dødelighetsnedgangen siden 2004, særlig for eldre personer, som har forsterket forskjellene mellom "observerte" og framskrevne overlevelsessannsynligheter for 2005 og 2006. Den andre årsaken er at modellestimerte parametere ble brukt til å estimere aldersspesifikke dødelighetsrater både for prognoseårene 2005-2060 og for observasjonsårene 1900-2004. Dette har medført større og mindre avvik fra publiserte dødelighetssannsynligheter for årene 1900-2004. En konsekvens av dette er brudd i tidsseriene for overlevelsessannsynligheter og levealder. For å ta hensyn til disse forholdene reviderte vi høsten 2007 dødelighet for årene 2007-2029, se Vedlegg A for en nærmere forklaring.

Figur 8.1. Gjenstående leveår ved alder 62 år for perioder og kohorter. Ekstrapolert med tall fra ny dødelighetsframskriving for 2007-2060 (mellomalternativ M og konstant dødelighet K). Tall for enkeltår og gjennomsnitt for siste 5 år¹



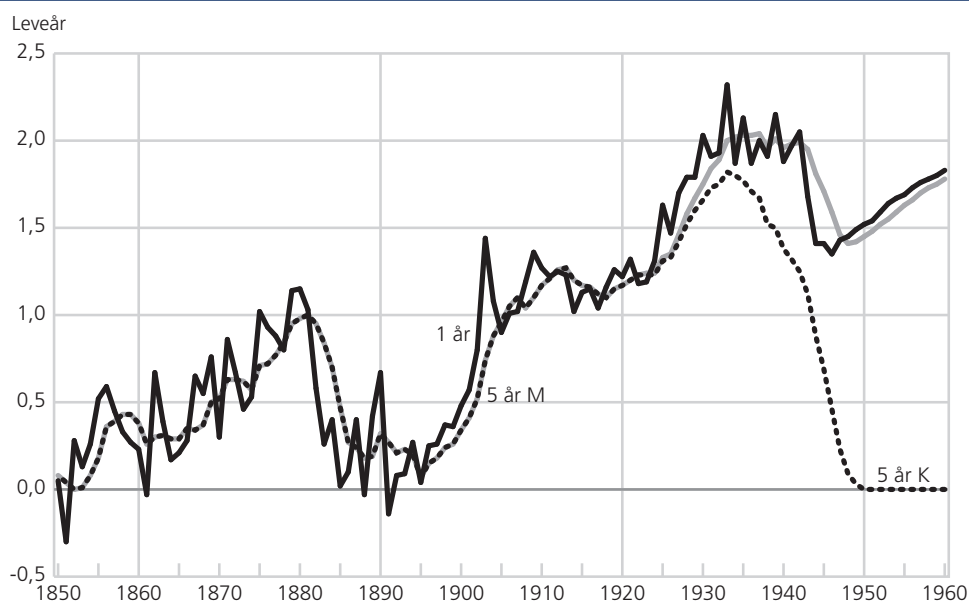
¹ Periodetallene er plottet for observasjonsår minus 60. Det er ekstrapolert for eldre og år (2007-) det ikke finnes observasjoner for. x-aksen viser kohortenes fødselsår. Til dette er brukt tall fra dødelighetsframskrivingen fra 2007, som forklart i Vedlegg A.

8.2. Historisk utvikling i periodedødelighet og kohortdødelighet

Problemstillingen med synkende levealder er ikke bare teoretisk. På 1950- og 1960-tallet sank levealderen for menn på grunn av økende dødelighet, spesielt for aldre over ca 50 år. For eksempel sank e_{62} med et helt år fra 1951 til 1963. Det tok om lag ti år før nedgangen var gjenopprettet. Omtrent det samme skjedde med levealderen for høyere alderstrinn. Dette gjelder imidlertid periodetall. Vi har ikke funnet noen norske eksempler på synkende levealder for noen kohorter, se figur 8.1. Hvis noe liknende skulle skje med periodedødeligheten igjen, ville dette medføre litt høyere årlige pensjonsytelser for de aktuelle kohortene, og det kan føre til protester fra tidligere kohorter som ikke vil "nytte" godt av levealdersnedgangen. Det må derfor være stor sikkerhet om en ny trend før dette bør påvirke delingstallet.

De nederste kurvene i figur 8.1 viser periodetall for e_{62} plottet for observasjonsåret minus 60 år. Dette er gjort for å forenkle sammenlikningen av de periodetall som er tilgjengelige for e_{62} når en kohort fyller 62 år (og fra og med 2010 kan gå av med pensjon) og den *faktiske* levealderen som ulike kohorter har oppnådd. Forskjellen mellom disse er vist i figur 8.2. Inntil ca 1915, da nesten bare observerte tall er brukt, er denne forskjellen stort sett mellom 0 og 1 år. For senere kohorter er forskjellen større. Med 2005-framskrivingens forutsetninger (M2005) vil kohortene født mellom ca 1925 og ca 1940 leve rundt 1,5 år lenger enn det som ble observert da kohortene nærmet seg 62 år. Med den nye dødelighetsframskrivingen fra 2007 (M2007) vil disse kohortene leve hele 2 år lenger enn det periodetallene tilsier. Denne økningen skyldes innflytelsen fra den sterke dødelighetsnedgangen de siste årene.

Figur 8.2. Forskjell mellom kohort- og periodetall for gjenstående leveår ved alder 62 år. Ekstrapolert med tall fra ny dødelighetsframskriving for 2007-2060 (Mellomalternativ M og Konstant dødelighet K). Tall for enkeltår og gjennomsnitt for siste 5 år¹



¹ Periodetallene er plottet for observasjonsår minus 60. Det er ekstrapolert for eldre og år (2007-) det ikke finnes observasjoner for. x-aksen viser kohortenes fødselsår.

Selv om gjenstående levealder for eldre stort sett har økt, har imidlertid forskjellen mellom den *forventede* levealderen som observeres *før* en kohort kan pensjoneres etter de nye reglene, 62 år, og den levealderen kohorten *faktisk* vil oppleve, variert en god del over tid, se figur 8.2. Vi ser at den stort sett har ligget mellom ett og to år de siste hundre år, der vi har regnet med en dødelighetsutvikling fram til 2060 og videre til 2080 som i siste befolkningsframskriving (alternativ M) for de eldre det ennå ikke finnes observasjoner for.

Nå er det som kjent stor usikkerhet om levealdersutviklingen framover, noe vi forsøker å illustrere i befolkningsframskrivingene ved å gjøre alternative forutsetninger. Dersom det for eksempel ikke skjer noen dødelighetsforbedring etter 2006, vil gjenstående levealder ved 62 år for kohortene etter hvert stabiliseres på 21,7 år, som vist i figur 8.1. Dette er ganske urealistisk, men danner en slags nedre grense for variasjonsområdet (men selvsagt ikke en *absolutt* nedre grense). Høyalternativet fra befolkningsframskrivingene i 2005 (som ikke er vist i figur 8.1) viser på den annen side en slags øvre grense for de mulige variasjoner. Levealdersutviklingen de siste årene har ligget svært nær dette alternativet, og gjenstående leveår ved alder 62 vil etter hvert øke til over 27 år dersom disse forutsetningene holder.

8.3. Periode- versus kohortperspektiv: Effekt på delingstallet

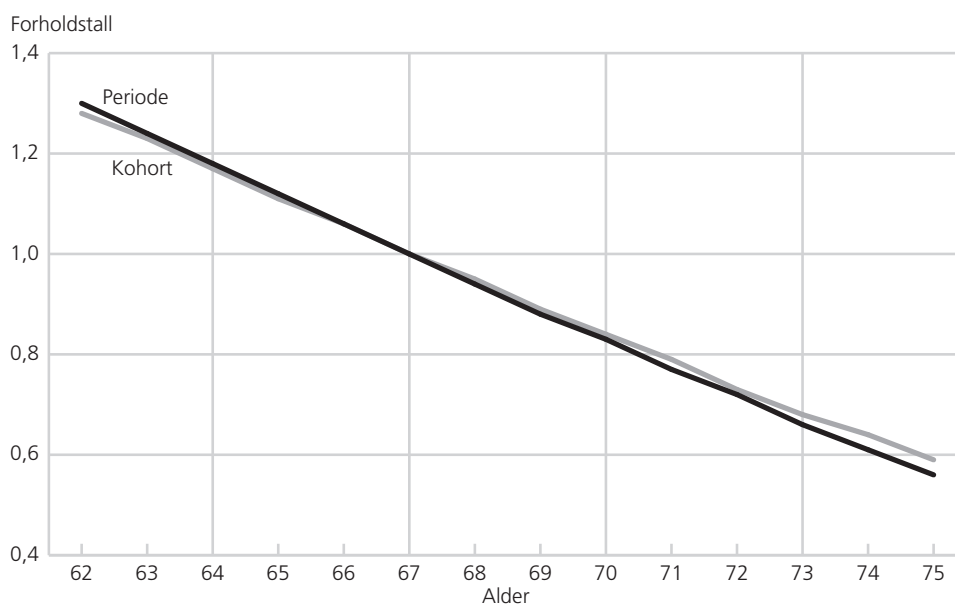
Vi har i det foregående fått illustrert at i en befolkning med økende levealder vil en kohorts forventede gjenstående levetid etter 62 år alltid være høyere enn det antall år som beregnes ved å bruke observasjonene av dødelighet i det kalenderåret kohorten fylte 62 år (figur 8.1 og 8.2). Vi har også sett at denne forskjellen har variert mellom kohortene fordi økningen i leveår etter 62 år ikke har vokst helt jevnt, noe som både gjelder historisk dødelighet og overgangen mellom historisk dødelighet og forutsetninger i framskrivingene. Selv om tiltakende vekst i levealderen kan tilsi at det antall år pensjonsrettighetene skulle ha vært fordelt på, er *høyere* enn det som beregnes ved periodetall, ville det være praktisk vanskelig å legge opp til et slikt system da det i så fall måtte bygge på en velbegrunnet prognose om et trendskifte. Denne forskjellen blir dessuten forsterket om flere historiske år legges til grunn ved beregningen av delingstallet.

En jevn vekst i levealderen spiller imidlertid liten rolle så lenge pensjonsytelsene er normert i forhold til pensjonen for 67-åringer fra 1943-kohorten. Men det er et problem dersom levealderen øker ujevnt, noe som medfører at *forskjellen* mellom periode- og kohorttall for levealderen vil variere.

Forskjellen i antall gjenstående leveår mellom en beregning med kohort- og periodeperspektiv gjelder for alle alderstrinn. Det følger av dødelighetsmønsteret og formen på overlevelseskurven, at en jevn nedgang i dødeligheten over 62 år vil gi en relativt sterkere prosentvis vekst i gjenstående leveår etter 75 år enn ved 67 år, og for 67-åringer en sterkere relativ vekst enn for 62-åringer. Dette betyr videre at forholdstallet vil være litt nærmere 1,0 hvis vi studerer delingstallet for ulike aldre i en gitt kohort. Her har vi for å forenkle framstillingen ikke tatt med effekten av underregulering av pensjonene. Den forventede nåverdien av pensjonsytelsene og delingstallet kan da baseres på formel (22), siden denne formelen er et uttrykk for den forventede gjenstående levealder etter pensjonsalderen A , e_A . Det vil da være tilstrekkelig å estimere e_x for de aktuelle pensjonsalderne, det vil si 62-75 år. Men det vil fortsatt være behov for glatting, siden fluktuasjonene i e_x er betydelige. Noen ganger på 1990-tallet var det til og med en liten nedgang i e_{62} fra ett år til det neste, som på 1950-tallet, se figurene 8.1 og 9.4.

Resultatene er vist for 1943-kohorten i figur 8.3, selv om personer fra denne kohorten tidligst kan pensjonere seg ved 67 år. De beregnede forholdstallene er basert på observasjonene i 2003, da kohorten nærmet seg 62 år, som i framtiden vil være første mulige pensjonsalder. Kohortberegningene er basert på M2007. Resultatene viser at om alle andre forhold holdes uendret, vil de beregnede ytelsene ved 62 år (i prosent av ytelsene ved 67 år) være 2-3 prosentpoeng lavere om det brukes periodetall enn om det hadde anvendes kohorttall. Dette illustrerer at "straffen" for å gå av tidlig og "gevinsten" ved å stå i arbeid utover 67 års alder blir noe sterkere enn om beregningen skulle vært basert på den ventede framtidige dødelighetsnedgangen, som har vært bakgrunnen for levealdersjusteringen av pensjonene. Dersom levealderen for personer over 62 år kommer til å øke enda raskere enn forutsatt i framskrivingens mellomalternativ, vil den ekstra "straffen" som 1943-kohorten ville få for å gå av tidlig og som skyldes beregningsmåten, bli enda større. Gevinsten som 1943-kohorten får av å stå i arbeid fram til 75 år blir tilsvarende redusert med drøye tre prosentpoeng dersom kohortperspektivet legges til grunn.

Figur 8.3. Forholdstallet for aldre 62-75 år for 1943- kohorten beregnet på grunnlag av data for perioder (registrerte tall) og kohorter (observasjoner og prognosetall). Ingen underregulering¹



¹ Det er ekstrapolert med reviderte tall fra framskrivingen 2005-2060 (M2007) for aldre og år (2007-) det ikke finnes observasjoner for.

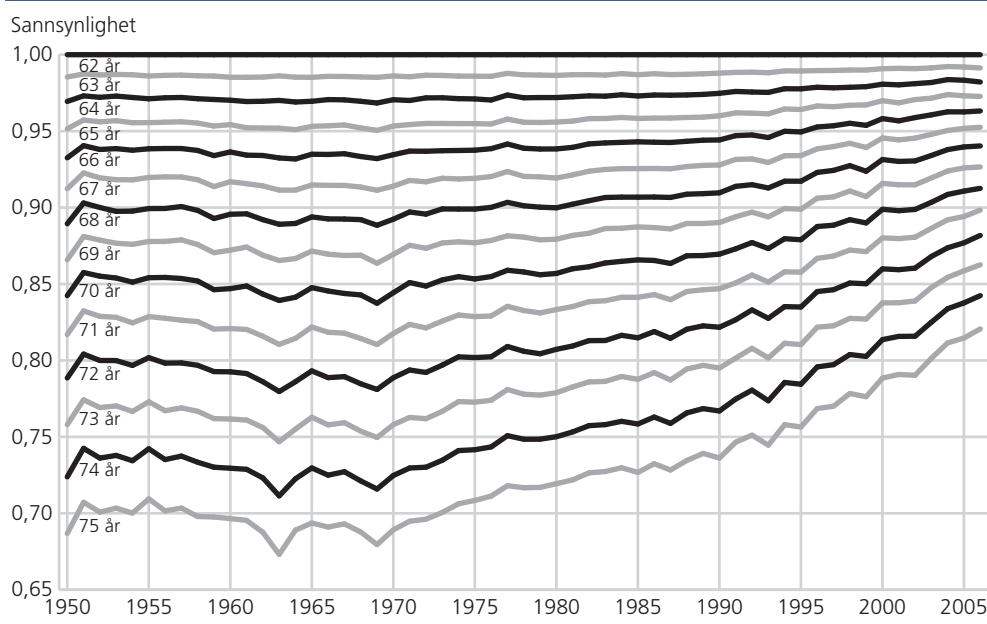
Drøftingen i dette avsnittet viser at variasjon og usikkerhet for framtidig dødelighet over 60 år, i tillegg til forskjellene mellom periode- og kohortdødeligheten, gjør at det er vanskelig å finne et system for levealdersjustering som vurdert i ettertid viser seg å fungere fullt ut rettferdig overfor alle tenkelige utviklingsforløp.

9. Glattingsproblematikk¹¹

På grunn av tilfeldige variasjoner fra år til år, og fra alder til alder, er det nødvendig å glatte de overlevelsessannsynlighetene som trenges for å beregne forventet levealder og delingstallet. I dette avsnittet presenterer vi problemstillingen og ulike glattingsforsøk. Det finnes mange måter å glatte på, og valg av metode og antall observasjoner som bør legges til grunn, er ikke åpenbar.

Likning (18) viser at vi trenger estimater for samtlige overlevelsessannsynligheter $p_{K,N,A}$ for en kohort, fra nedre grense for pensjonsalderen A (her 62 år) til øvre aldersgrense, som naturlig nok vil være en god del lavere enn den maksimale levealder ω (som er godt over 100 år) og høyere enn den forventede levealder e_{A+A} . Problemet med dette er at det er betydelige tilfeldige variasjoner fra år til år i estimatene for $p_{K,N,A}$, som det framgår av figur 9.1.

Figur 9.1. Sannsynligheten for å overleve fra 62 år (eksakt alder) til 63-75 år for begge kjønn. 1950-2006

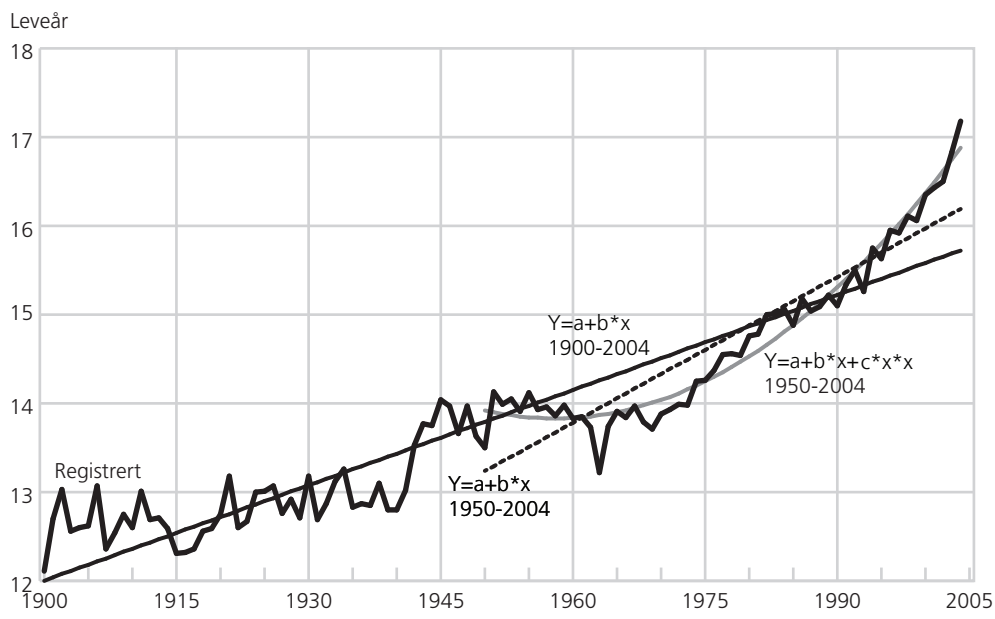


Riktignok vil en del av disse mer eller mindre tilfeldige utslagene fra alder til alder og år til år i noen grad oppheve hverandre, blant annet i estimatet for forventet levealder, men det er likevel slik at noen kohorter (eller personer som pensjoneres i visse aldre) vil kunne komme dårligere ut enn kohorter som er litt eldre eller yngre. Dette kan oppleves som urettferdig av de kohorter eller aldre som rammes. For å løse problemet kan vi glatte kurvene, noe vi her viser ulike metoder for.

¹¹ Vi ser her på utviklingen av forskjellige parametre, særlig sannsynlighetene for å overleve fra alder 62 til x ($p_{62,x}$) dødelighetssannsynlighetene (q_x) og forventet levealder (e_x). Forventet levealder ved alder x estimeres ut fra dødeligheten i alle aldre over x og kan derfor sies å være et dødelighetsmål som er glattet over det aldersintervallet vi ser på. Tilfeldige variasjoner i noen aldre har en tendens til å bli utjevnet av variasjoner i andre aldre. (Men det hender også at f.eks. en influensaepidemi rammer alle eldre personer, slik at dødeligheten øker og levealderen går ned for alle aldre over et visst nivå.) Videre ser vi på utviklingen i spesielle aldre, særlig 62 og 67 år. De fleste funn når det gjelder glattning gjør seg imidlertid gjeldende for alle aldre over 62 år.

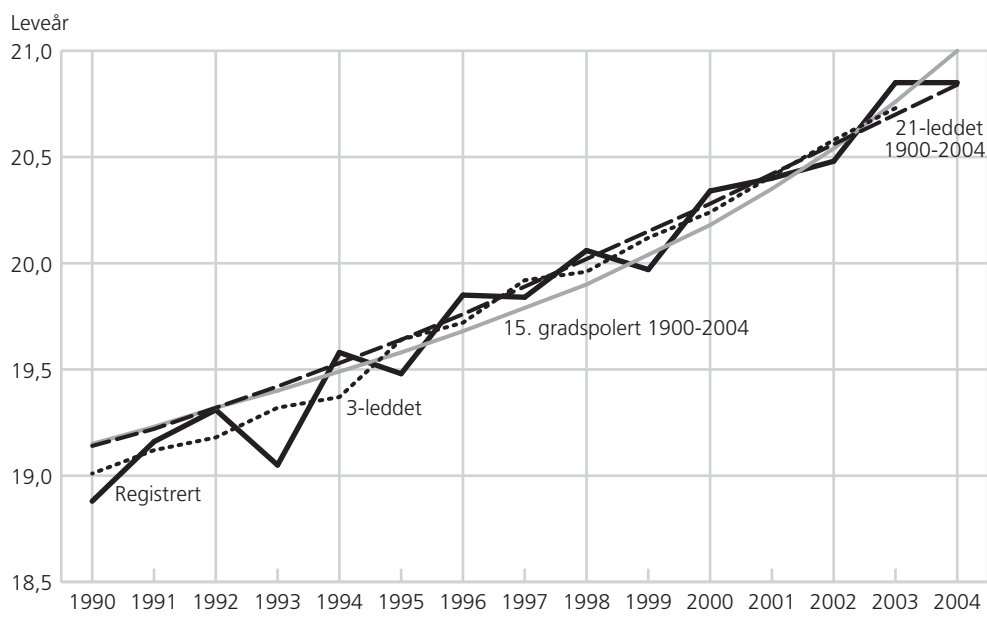
Figur 9.2 og 9.3 viser resultatene av ulike glattingsmetoder for ulike perioder, blant annet lineær og kvadratisk regresjon, og 3- og 21-leddet glidende gjennomsnitt. Vi ser at treleddet gjennomsnitt fjerner en del, men ikke alle tilfeldige variasjoner. Regresjon synes å gi mer tilfredsstillende resultater. Kvadratisk regresjon gir en litt bedre kurvetilpasning, men lineær regresjon er enklere å utføre og forklare (R^2 er 0,88 for 62 år og 0,85 for 67 år). Imidlertid kan det innvendes at man hvert år må reestimere dødelighetsvariablene når nye data blir tilgjengelige. Plotting av siste observasjon vil vanligvis ikke gi like glatte linjer som i figur 9.2 og 9.3.

Figur 9.2. Observerte og framskrevne verdier for e_{67} for begge kjønn. 1900-2004 og 1950-2004



Mer avanserte glattingsmetoder enn for eksempel 3-leddet glidende gjennomsnitt synes heller ikke å gi helt tilfredsstillende resultater, se figur 9.3. Her har vi eksperimentert med 21-leddet glidende gjennomsnitt, som har den fordel at det er utviklet koeffisienter for beregning av halene, slik at denne metoden gir estimater for hele observasjonsperioden. Det samme gjelder estimatene laget ved 15. gradspolynom, som er beregnet ved hjelp av minste kvadraters metode.

Figur 9.3. Sammenlikning av ulike metoder for å glatte e_{62} for begge kjønn. 1990-2004

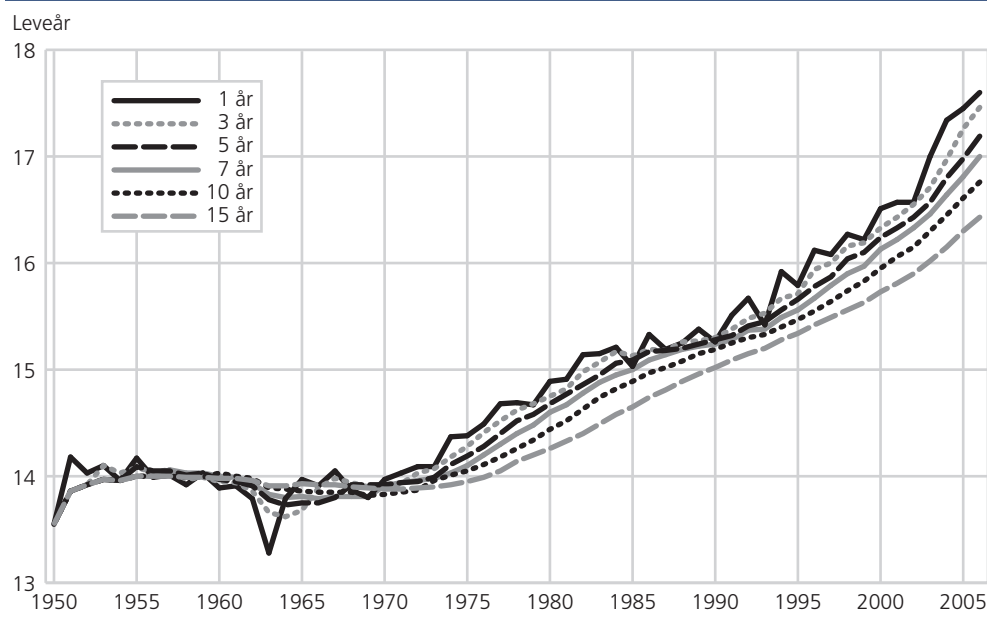


Det er imidlertid ikke enkelt å forklare regresjonsanalyse eller bruk av 21-leddet glidende gjennomsnitt til personer som ikke har kjennskap til slike metoder. Metodene for å beregne de dødelighetsparametere som brukes til å beregne delings- og forholdstall, bør være så enkle at de fleste personer kan forstå dem og i prinsippet selv kunne utføre dem. Vi konkluderer derfor med at avanserte glattingsmetoder ikke bør brukes. Vi står da igjen med ulike former for beregning av gjennomsnitt over flere år.

Treleddet glidende gjennomsnitt fjerner, som nevnt, en god del av de tilfeldige variasjonene. Som drøftet i tilknytning til figur 9.3, vil en glattingsperiode på tre år i en del tilfeller ikke være tilstrekkelig. Dessuten vil et glidende gjennomsnitt medføre at vi ikke får noen observasjon for siste år, som derved "mistes". For å få enda jevnere tidsutvikling kan vi beregne gjennomsnitt over lengre perioder, men dette fører til at enda noen år "mistes". En løsning på dette problemet er å bruke gjennomsnittstall for de siste 5 eller 10 (eller flere) år, som vist i figur 9.4. Dette er selvsagt det samme som å beregne glidende gjennomsnitt, men resultatene er forskjøvet med noen kalenderår, slik at vi også får tall for de siste observasjonsårene. Med dette opplegget vil imidlertid det glattede estimatet for siste år ligge systematisk *under* den uglattede observasjonen når levealderen øker, noe som har vært det normale¹². Så lenge ytelsene normeres mot en bestemt kohort, spiller imidlertid nivåfeil (slik som omtalt i tidligere avsnitt) liten rolle. Det er *endringer i trenden* som kan være problematisk.

Det er gjennomført en forholdsvis grundig vurdering av hva som kan være den mest hensiktsmessige lengden av glattingsperioden når en velger å basere glattingen på tilbakegående gjennomsnitt. Denne vurderingen er forsøkt oppsummert i figur 9.4, selv om ikke alle detaljer framgår.

Figur 9.4. Forventet gjenstående leveår ved eksakt alder 62 for begge kjønn. 1950-2006



Ved store tilfeldige utslag i forventet gjenstående levealder ved 62 år beregnet ved observerte periodetall, vil et 3-års gjennomsnitt ikke fjerne nok av de tilfeldige variasjoner fra år til år. Dette er blant annet tilfellet for den tilfeldige sterke nedgangen som ble observert i 1963 og i forbindelse med den sterke økningen observert i 2003 og 2004. Ved å se nærmere på endringstallene fra år til år kan selv fem års glattning vise seg å være for lite. I den forbindelse er det også verdt å merke at levealdersjusteringen i Sverige, med om lag dobbelt så stort folketall som Norge, er

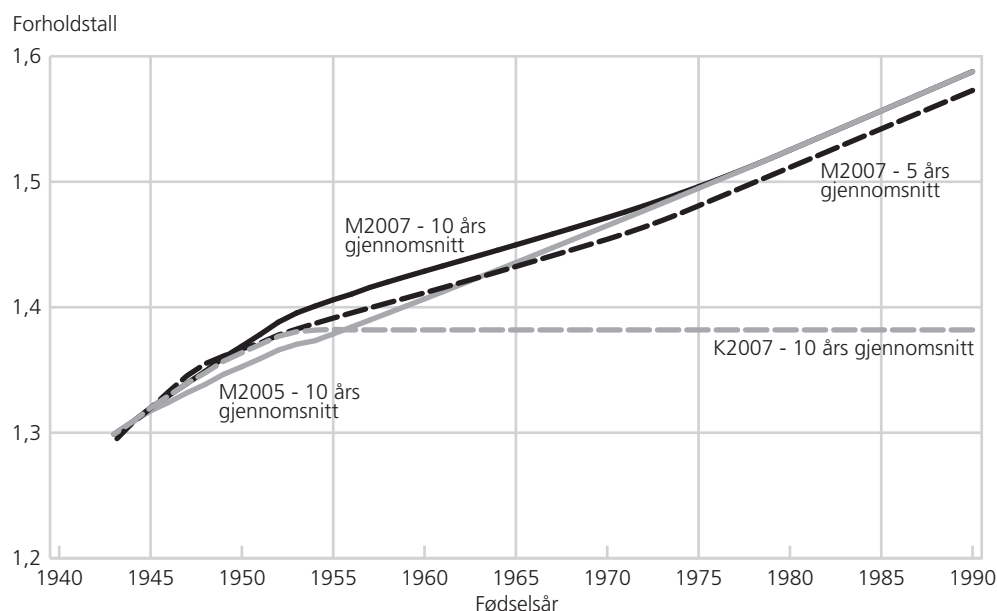
¹² For perioden 1950-2006 er gjennomsnittet av e_{62} for de ti siste år 0,14 år lavere enn tallet basert på bare enkle observasjonsår, se tabell B3.

basert på anslag for forventet gjenstående levealder på data for siste femårsperiode. Om lag uendret observert levealder fra 2006 til 2007 publisert av Statistisk sentralbyrå (2008a) etter at det faglige arbeidet med denne rapporten var avsluttet, indikerer også at det er fornuftig med en forholdsvis lang glattingsperiode. En lang glattingsperiode innebærer dessuten at anslagene på delingstallene for en kohort er temmelig sikre noen år før de aktuelle personene fyller 62 år.

Tap av aktualitet vil imidlertid være en klar ulempe ved å velge en for lang glattingsperiode. Dette er spesielt uheldig ved trendskifter. Gevinsten i form av en glattere utvikling ved å gå fra 10 år til 15 år ser ut til å være minimal, samtidig som mindre aktualitet er en tydelig kostnad. En glattingsperiode mellom 5 og 10 år virker derfor optimalt basert på norske forhold. Ut fra en totalvurdering vil vi derfor anbefale 10 år.

Under normale forhold ville valg av glattingsperiode ikke ha særlig realøkonomisk betydning. Etersom observasjoner til og med 2003 er utgangspunktet for levealdersjusteringen, som er normert mot 1943-kohorten, samtidig som levealdersutviklingen i både 2003 og 2004 var unormalt sterk, har det imidlertid vist seg at valg av glattingsperiode likevel har betydning, også på lang sikt. Dette er belyst i figur 9.5 ved å sammenligne glattning med henholdsvis ti og fem års gjennomsnitt. Før det ble vedtatt en administrativt fastlagt skjerming av levealdersutviklingen for de første kohortene etter innføringen av pensjonsreformen, ville en lengre glattingsperiode innebære en mer lempelig levealdersjustering for de første kohortene ved at den ble forskjøvet ut i tid. På den andre siden vil en såpass lang glattingsperiode som ti år bidra til en sterkere innstramning av pensjonsytelsene på lengre sikt. Dette skyldes at en nedglattet observasjon for forventet gjenstående levealder for 2003 medfører sterkere beregnet vekst i levalderen fra 2003 til et framtidig år enn det som følger av en tilsvarende beregning med utgangspunkt i den faktiske observasjonen. Beregningen av delingstallene til Stortingsmelding nr. 5 (2006-2007) med utgangspunkt i den uglattede verdien for 2003, undervurderte derfor veksten i delingstallene.

Figur 9.5. Forholdstallet ved 62 år beregnet ved ulike forutsetninger i befolkningsframskrivningene og ulike glattingsperioder



Figur 9.5 viser også den isolerte effekten av de justerte dødelighetsforutsetningene i den reviderte befolkningsframskrivningen fra 2007¹³. En klar svakhet på kort sikt med befolkningsframskrivningen fra 2005 var at den ikke var konstruert med tanke

¹³ Den reviderte befolkningsframskrivningen fra 2007 er nærmere omtalt i vedlegg A.

på en konsistent beregning av delingstall for de første kohortene etter pensjonsreformen. På grunn av den unormalt sterke veksten i levealderen observert i årene 2003 og 2004 ble utgangspunktet for dødelighetsbanen i befolkningsframskrivningen i 2005 valgt lavere enn det observerte nivået fra 2004 (se figur A2). Denne inkonsistensen bidro også til at utviklingen i delingstallene lagt til grunn for Stortingsmelding nr. 5 ble for svak på kort sikt. I etterkant har vi også fått observasjoner for fortsatt økning i levealderen i 2005 og 2006, og dette er også innarbeidet i den reviderte beregningen fra 2007. For å beholde nivået for dødeligheten på lang sikt, ble det lagt til grunn lavere nedgang i dødeligheten i den reviderte befolkningsframskrivningen, slik at en kommer tilbake på banen fra 2005-framskrivningen i 2030.

Som vist i figuren gir den reviderte befolkningsframskrivningen (M2007) isolert sett et lavere nivå på de beregnede forholdstallene de første tiårene enn den forrige framskrivningen (M2005). På grunn av innfasing til den opprinnelige banen i 2030 i kombinasjon med ti års tilbakegående glatting, er forholdstallene upåvirket av denne endringen fra og med 1979-kohorten, som fyller 60 år i 2039.

Figur 9.5 inneholder også en kurve (K2007) som viser hvordan forholdstallene ville ha utviklet seg med konstant dødelighet fra og med 2007. På grunn av glattingen ville da forholdstallene ha stabilisert seg for 1956-kohorten, som fyller 60 år i 2016.

Endringene i dødelighetsforutsetningene for personer over 67 år i befolkningsframskrivingene fra mai 2008 er beskjedne sammenlignet med de reviderte befolkningsframskrivingene fra høsten 2007. På grunn av noe høyere anslag på dødeligheten i 2007 og de nærmeste årene framover, blir delingstallene ved 67 år svakt lavere med de siste framskrivingene fram til og med 1963-kohorten. Svakt lavere dødelighet deretter tilsier en svak oppjustering av delingstallene.

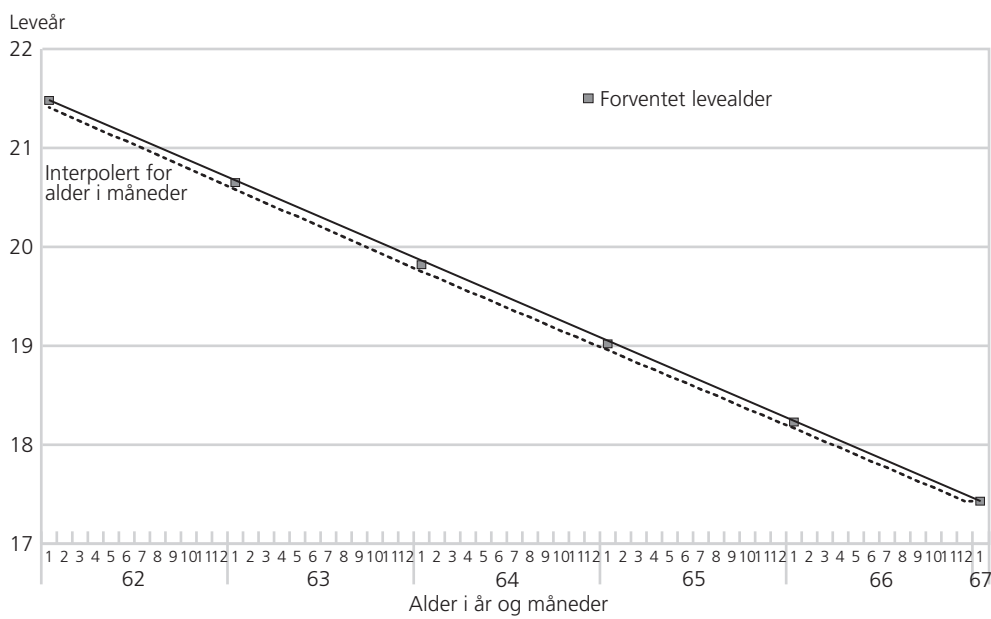
10. Månedstall og korreksjonsfaktor for gjenstående tid til indeksering

I beregningene av delingstallene har vi tatt utgangspunkt i personer som pensjoneres seg på fødselsdager og lagt til grunn at indekseringen (underreguleringen) skjer på samme dato. Dette er en forenkling for å kunne håndtere problemstillingene i hele år på en enkel måte. Den endelige og praktiske utformingen av delingstallet må ta hensyn til at personer er født over hele året, at man kan pensjonere seg mellom fødselsdager, og at indekseringen skjer 1.mai.

Det er i prinsippet mulig å beregne forventet levealder for enhver alder, også for aldre som ikke er i hele år. Dersom dette skulle gjøres med faktiske observasjoner for månedstall, ville de tilfeldige variasjonene bli betydelige. Det vil derfor være bedre å interpolere. Enklest er lineær interpolasjon. Figur 10.1 viser at i det mest aktuelle aldersintervallet, mellom 62 og 67 år, endres levealderen nesten helt lineært med alderen. Interpolasjon gir, med de faktiske verdiene for de enkelte aldre i parentes: ved 63 år 20,67 (20,65) år; ved 64 år 19,86 (19,82) år; ved 65 år 19,05 (19,02) år; ved 66 år 18,24 (18,23) år. Interpolasjon over enda kortere aldersintervall, som enkeltår, vil derfor vanligvis gi god føyning. Eksponentiell interpolasjon ville trolig gi enda litt bedre føyning, men er mer litt komplisert å forklare og gjennomføre.

Vi konkluderer derfor med at lineær interpolasjon i forventet levealder for to påfølgende hele aldre vil gi tilstrekkelig gode estimater for forventet gjenstående leveår for mellomliggende aldre oppgitt i år og måneder.

Figur 10.1. Forventet gjenstående leveår etter alder i år og måneder. Bølge kjønn. 2005



Justering av ytelsene for å ta hensyn til gjenstående tid fram til indeksering kan håndteres ved en korreksjonsfaktor. Denne faktoren vil ta hensyn til at en som pensjonerer seg 1.april raskere vil bli stilt ovenfor en underregulering på 0,75 prosent enn en som pensjonerer seg 1.juni. Korreksjonsfaktoren vil variere mellom 0 og 0,75 prosent avhengig av hvor lang tid det er fra pensjoneringstidspunktet til første reguleringstidspunkt. Den nærmere praktiske utformingen av korreksjonsfaktoren er ikke tatt opp i denne rapporten.

11. Kort om erfaringer fra andre land

Sverige Den svenske pensjonsmodellen er lagt opp som et begrepsmessig innskuddsbasert system (*Notional defined contribution*) selv om hovedtyngden av ytelsene finansieres løpende. De årlige ytelsene bestemmes derfor ved å dividere de opptjente rettighetene med en faktor for forventet framtidig nåverdi av pensjonsytelsene slik som i (8). Selv om de svenske myndighetene framhever at prognoser for forventet gjenstående levealder ved pensjoneringstidspunktet er å foretrekke (Palmer 2003), er delingstallet i praksis basert på overlevelsessannsynligheter og forventet levealder fra overlevelsestabellen for menn og kvinner for siste femårsperiode, siste gang for perioden 1998-2002. Det er ikke utarbeiding av prognoser i seg selv som er problematisk. Problemet skyldes usikkerheten, og spesielt at det kan oppstå misnøye dersom anslagene for forventet vekst i levealderen blir for optimistiske, slik at pensjonsytelsene blir for lave. Palmer (2003) gjør oppmerksom på at bruk av faktiske observasjoner vil underestimere den aktuelle levealderen til de kohortene som går av med pensjon. Han påpeker imidlertid at denne underestimeringen kan kompenseres på andre måter.

Finland I en drøfting av Lindell (2004) blir det påpekt at det ideelle hadde vært å benytte framskrivinger for forventet gjenstående levealder, men at disse framskrivingene ville være preget av stor usikkerhet. Dette ville spesielt være problematisk dersom forventet gjenstående levealder ble overvurdert slik at de årlige framtidige pensjonsytelsene ble satt for lavt. Svakheten med å benytte observerte dødelighetsrater i en situasjon med stigende levealder blir imidlertid påpekt. Lindell påpeker at etterslepet ville ha blitt redusert hvis en beregnet pensjonene på nytt hvert år med bakgrunn i de siste observasjonene for dødelighet. Hun innser imidlertid at dette kan være lite hensiktsmessig, slik at det mest åpenbare ville være å gjennomføre beregningen en gang, i forkant av pensjoneringen.

- Polen og Litauen* Ifølge en oversikt over levealdersjusteringen benyttet i pensjonssystemene i andre land, påpeker Lindell (2004) at beregningen av de årlige pensjonsytelsene i de innskuddsbaserte pensjonssystemene i Polen og Litauen er utført ved å bruke den siste tilgjengelige informasjonen om observert dødelighet.
- Italia* I Italias innskuddsbaserte system beregnes også de årlige ytelsene ved å dividere med en faktor som i hovedsak reflekterer forventet gjenstående levealder. Faktoren holdes fast for hver pensjonsalder i intervallet 57 - 65 år, men den kan endres hvert 10. år ved en eksplisitt beslutning for å ta hensyn til endringer i levealder og utviklingen i BNP.
- Sveits* I Sveits multipliseres de opptjente pensjonsrettighetene ved den offisielle pensjonsalderen med en faktor på 7,2 prosent, som er den inverse av forventet gjenstående levealder. I en planlagt pensjonsreform er det snakk om å nedjustere denne faktoren på grunn av økende levealder.
- Tyskland* Fra 2005 vil de inntektsavhengige pensjonene bli korrigeret i forhold til en faktor som avspeiler finansieringsmulighetene. Denne faktoren er basert på tallet på pensjonister i forhold til tallet på bidragsyttere. I tillegg til levealder tar denne faktoren utgangspunkt i observert utvikling for fødselsrate, inn- og utvandring og yrkesdeltaking.
- Latvia* I motsetning til landene over blir endringer i den forventede levealderen framover basert på en analyse av en demografiexpert. I revisjonsprosessen spørres det om ny informasjon gir tilstrekkelig grunnlag for å revidere de eksisterende langtidsprosjeksjoner. I de tre første årene etter at denne ordningen ble innført i 1999, ble det ifølge Palmer (2003) ikke gjort noen endringer i den projiserte levealderen.
- USA* Her brukes det også prognoser for levealderen, som med jevne mellomrom vurderes av en uavhengig ekspertkomité (Technical Panel on Assumptions and Methods 2003).

Referanser

- Arbeids- og inkluderingsdepartementet (2008): *Ny alderspensjon i folketrygden – lovutkast*. Høringsnotat.
- Brunborg, Helge (2003): "Mortality projections in Norway", i T. Bengtsson and N. Keilman (eds.): *Perspectives in Mortality Forecasting: I. Current Practice*, Social Insurance Studies No. 1, Swedish National Social Insurance Board, Stockholm, 41-58. <http://www.rfv.se/english/pdf/sis0312.pdf>
- Brunborg, Helge (2004): Befolkningen blir eldre, *Økonomiske analyser* 5/2004, 9-20.
- Brunborg, Helge og Inger Texmon (2005): Forutsetninger for befolkningsframskrivningen 2005-2060, *Økonomiske analyser* 6/2005, 34-38.
- Brunborg, Helge, Inger Texmon og Silje Vatne Pettersen (2008): Nye befolkningsframskrivinger, *Økonomiske analyser* 3/2008, 29-41.
- Foss, Aslaug (1998): Dødelighetstabeller. Notat 78/1998, Statistisk sentralbyrå.
- Fredriksen, Dennis (2004): Betydning av delingstallet, *Økonomiske analyser* 5/2004, 43-50.
- Fredriksen, Dennis og Nils Martin Stølen (2004): Utforming av pensjonssystemet, framtidens pensjonsutgifter og fordelingseffekter. *Økonomiske analyser* 5/2004, 51-59.

Fredriksen, Dennis (2007): Innskuddsbasert versus ytelsesdefinert system. Upublisert notat, 8. februar 2007, Statistisk sentralbyrå.

Innst. S.nr. 195 (2004-2005): *Innstilling til Stortinget fra Finanskomiteen om ny pensjonsreform - trygghet for pensjonene*. Stortinget, Oslo.

Keilman, Nico og Dinh Quang Pham (2005): Hvor lenge kommer vi til å leve? Levealder og aldersmønster for dødeligheten i Norge, 1900–2060, *Økonomiske analyser* 6/2005, (43-49).

Lindell, Christina (2004): Longevity is increasing - What about the retirement age? Finnish Centre for Pensions, Working Papers 6, 2004.

Mamelund, Svenn-Erik og Jens-Kristian Borgan (1996): *Kohort- og periodedødelighet i Norge 1846-1994*, Rapport 96/9, Statistisk sentralbyrå.

NOU 2004:1: *Modernisert folketrygd. Bærekraftig pensjon for framtida*. Norges offentlige utredninger. Finansdepartementet og Sosialdepartementet, Oslo.

Palmer, Edward (2003): "Life expectancy is taking centre place in modern national pension schemes - A new challenge for the art of projecting mortality", i T. Bengtsson and N. Keilman (eds.): *Perspectives in Mortality Forecasting: I. Current Practice*, Social Insurance Studies No. 1, Swedish National Social Insurance Board, Stockholm. <http://www.rfv.se/english/pdf/sis0312.pdf>.

St. meld. nr. 12 (2004-2005): *Pensjonsreform - trygghet for pensjonene*. Finansdepartementet, Oslo.

St.meld. nr. 5 (2006-2007): *Opptjening og uttak av alderspensjon i folketrygden*. Arbeids- og inkluderingsdepartementet, Oslo.

Statistisk sentralbyrå (2002): *Befolkningsframskrivinger. Nasjonale og regionale tall, 2002-2050*. NOS D 319. www.ssb.no/emner/02/03/folkfram/05.12.02

Statistisk sentralbyrå (2005): Fortsatt sterk befolkningsvekst. <http://www.ssb.no/folkfram/>.

Statistisk sentralbyrå (2008a): Befolkningsstatistikk. Døde, 2007. <http://www.ssb.no/emner/02/02/10/dode/>.

Statistisk sentralbyrå (2008b): Befolkningsveksten fortsetter. <http://www.ssb.no/folkfram/>.

Technical Panel on Assumptions and Methods (2003): Report to the Social Security Advisory Board. Washington, D.C. <http://www.ssab.gov/NEW/documents/2003TechnicalPanelRept.pdf>.

Vedlegg A

Ulike prognoser for dødelighet

Som presisert i anbefalingene foran, er det bare *historiske* tall for dødelighet som skal legges til grunn for beregning av det endelige delingstallet for hver enkelt fødselskull. Forutsetningene som gjøres om *framtidig utvikling* i dødelighet og levealder vil likevel ha betydning i flere sammenhenger:

- Forventet utvikling *på kort sikt* vil være med i de anslagene for delingstall som blir utarbeidet for de kullene som nærmer seg eldre for beslutninger om pensjonering – før det endelige registrerte tallgrunnlaget er klart.
- Forventet utvikling i dødelighet og levealder på *lengre sikt* vil - som før - være en viktig komponent i anslagene for den framtidige veksten i antall eldre og dermed i beregningene av de framtidige pensjonsforpliktelsene.
- De langsiktige anslagene for gjenstående levetid i aldersintervallet 62–75 år vil være med å bestemme anslagene for *størrelsen* på de framtidige pensjonene og offentlige utgifter til disse.

Det er derfor nødvendig å etablere rutiner for årlig oppdatering av den kortsiktige dødelighetsutviklingen for å dekke informasjonsbehovet for dem som nærmer seg et mulig pensjoneringstidspunkt. Dette innebærer at det hvert år må gjøres en re-vurdering av dødeligheten for de første årene i den gjeldende befolkningsframskrivingen, eventuelt som del av en ny befolkningsframskriving. Statistisk sentralbyrå vil trolig offentliggjøre årlige befolkningsframskrivninger heretter.

I den perioden spørsmålet om ny folketrygd har vært utredet, har befolkningsframskrivninger fra Statistisk sentralbyrå vært publisert i 2002, 2005 og 2008. I de beregningene som omtales i denne rapporten, har forutsetningene fra de to sistnevnte vært lagt til grunn. Da dødelighetsforutsetningene for de første årene i framskrivingen fra 2005 etter hvert ble erstattet av observasjoner for årene 2005 og 2006, ble det behov for justerte anslag for dødeligheten for å gi et realistisk bilde av utviklingen i delingstallet for kullene født etter 1946. Framgangsmåten for å lage det justerte anslaget for årene 2007-2029 beskrives i avsnitt A2 under, mens dødelighetsanalysene i de to befolkningsframskrivingene fra 2005 og 2008 omtales kort i avsnittene A1 og A3. Til slutt i avsnitt A3 gis et par eksempler på hvordan de tre settene av forutsetninger avviker fra hverandre.

A1. Analysen av dødelighet i befolkningsframskrivingen 2005

Utgangspunktet for å utarbeide anslag på delingstall og forholdstall i Arbeids- og inkluderingsdepartementet (2008), samt de faglige vurderingene rundt glatting av tilfeldige utslag, har vært basert på befolkningsframskrivingen fra 2005, supplert med den justeringen for årene 2007-2029 som beskrives under.

I 2005 ble Lee-Carter-modellen for første gang tatt i bruk ved utarbeidelsen av forutsetninger om framtidig dødelighet (Keilman og Pham 2005). Metoden ble første gang publisert i 1992, og beskrev tidsutviklingen og aldersmønsteret i amerikanske data for dødelighet i perioden 1933-1987. Den er etter hvert innført til bruk i dødelighetsanalyse i en rekke land. I forbindelse med framskrivingen i 2005 ble modellen anvendt på norske data for perioden 1900-2004. Modellen er estimert for menn og kvinner separat, og anslagene for levealder for begge kjønn samlet er oppnådd ved sammenveining av tallene for menn og kvinner.

A2. Justering av dødeligheten for årene 2007-2029

De siste observasjonene av dødelighet som inngikk i grunnlaget for forutsetningene for 2005-framskrivingen var fra 2004. I 2007 forelå det observasjoner av dødeligheten i både 2005 og 2006. Justeringen ble da mer omfattende enn om anslag for framtidig dødelighet hadde blitt revurdert hvert år. At justeringen ble forholdsvis stor, har imidlertid flere grunner:

- To års nye observasjoner inngikk i det oppdaterte grunnlaget (2005 og 2006).
- Forutsetningene for 2005-framskrivingen var basert på en analyse av trender gjennom drøyt hundre år (1900-2004). Utviklingen etter 2002 avvok en del fra langtidstrenden, og det var ikke gjort spesielle tiltak for å tilpasse startnivået til nivået i 2005 til det siste observasjonsåret (2004).
- Levealdersutviklingen for personer over 60 år har vært betydelig raskere i perioden 2002- 2006 enn i de foregående årene.

I implementeringen av en justert bane for dødeligheten framover vurderte vi følgende spørsmål:

- Hvilket framskrivingsalternativ skulle være utgangspunkt?
- Hvilken metode skulle brukes?
- Hvilket utgangsnivå skulle brukes?
- For hvor stor del av framskrivingsperioden 2005-2060 skulle justeringen gjelde?

Vi tok utgangspunkt i 2005-framskrivingens mellomalternativ (M2005). Det er dette alternativet som har vært referansebane i alle beregninger av framtidige pensjoner, og det er i dette alternativet vi på lang sikt har en endringstakt i levealdersutviklingen som er mest i overensstemmelse med den historiske. Selv om utviklingen gjennom årene 2002-2006 er i overensstemmelse med høyalternativet i framskrivingen, er det vår oppfatning at høyalternativet antakelig gir en for sterk økning av levealderen på lang sikt. For å kunne lage anslag for framtidige pensjoner, vil det derimot være riktig å operere med *både* lavt, middels og høyt anslag for levealderutviklingen framover.

Justeringen innebar *ikke* en revurdering av den langsiktige dødelighetsutviklingen. For å unngå diskontinuitet i noen av variablene, ble den utført på det mest detaljerte nivået, det vil si dødssannsynlighetene q_x for alder x og for hvert kjønn. Justeringen ble gjort for det settet av q_x som brukes i befolkningsframskrivingene, det vil si etter alder ved utgangen av året. For hver alder ble det foretatt en lineær interpolasjon mellom det estimerte nivået i 2007 (se under) og 2030-verdiene fra dødelighetsframskrivingen for perioden 2005-2060. De nye og gamle estimatene er vist sammen med tilgjengelige observasjoner i figur A1.

Utgangsnivået i 2007 er konstruert ved å anvende opplegget brukt i framskriving av dødeligheten i 1999 og 2002 (Brunborg 2003, SSB 2004). Dette gikk ut på å lage en trendforlengelse av aldersspesifikk dødelighet basert på den observerte årlige endringstakten (α_x) for hvert ettårig alderstrinn (x) i perioden 1987-2006. Tallene for 2007 ble beregnet ved å ta utgangspunkt i nivået for 2005-2006. Dette gir

$$q_{x,2007} = (q_{x,2005} + q_{x,2006})/2 \cdot (1 + (3/2)\alpha_x), \text{ for } x = 0, \dots, 100.$$

Veksttaket multipliseres med 3/2 fordi vi har valgt gjennomsnittet av 2005 og 2006 som referanse, som altså projiseres 1½ år framover i tid. Lengden på perioden som skal være gjenstand for justering, er valgt skjønnsmessig. At den er svært lang i revideringen av 2005-framskrivingen, skyldes at justeringen ble stor for de første årene. Etter at dødssannsynlighetene var revidert, ble forventet levealder m.m. beregnet på vanlig måte, se figur A2 for aldrene 62 og 67 år. Det går klart fram av de to figurene at dødelighetsutviklingen i årene 2002-2006 avviker betydelig fra langtidstrenden. Justeringen for årene 2007-2029 fører utviklingen gradvis inn på langtidstrenden igjen.

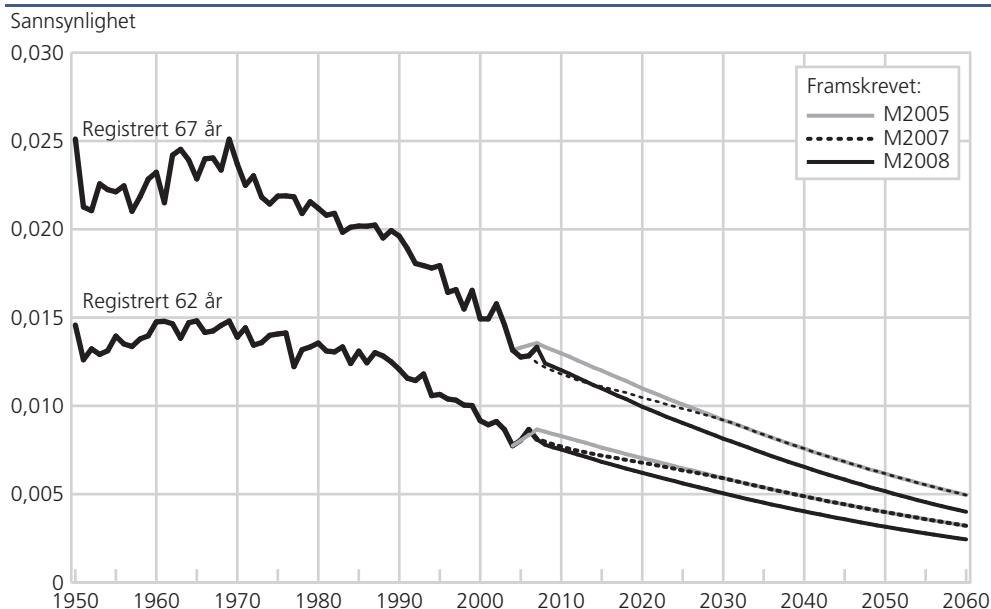
A3. Analysen av dødelighet i befolkningsframskrivingen 2008

Til befolkningsframskrivingen i 2008 ble det utført en oppdatert analyse ved bruk av Lee-Carter-modellen. Denne gang ble modellen, med små endringer fra 2005, anvendt på data for perioden 1900-2007. Også til 2008-framskrivingen ble modellen estimert for menn og kvinner separat, og anslagene for begge kjønn samlet oppnådd ved sammenveining. For mer informasjon om denne framskrivingen, se Statistisk sentralbyrå (2008) og Brunborg, Texmon og Pettersen (2008).

I figurene A1 og A2 ser vi hvordan de ulike analysene har påvirket noen sentrale resultater, dødssannsynlighet ved alder 62 år og 67 år i figur A1 og forventet antall gjenstående leveår ved alder 62 år og 67 år i figur A2. Sammenlikner vi 2008-framskrivingen med sin forløper fra 2005, ser vi at utgangsnivået for dødssannsynlighetene ved både alder 62 år og 67 år var høyere ved analysen i 2005 enn ved den tilsvarende analysen i 2008, der flere år med lav dødelighet var med i analysen. Endringstakten for dødeligheten er basert på en langtidstrend fra og med 1900, så den er ikke vesentlig endret mellom de to framskrivingene. Estimatenes er godt innenfor intervaller basert på tilfeldige avvik.

Når vi sammenlikner resultatet i M2007 med anslagene fra M2005, er dødssannsynlighetene lavere og gjenstående levetid høyere for de første årene. Dette skyldes at i årene 2005 og 2006 lå dødeligheten lavt og antall gjenstående leveår høyt i forhold til langtidstrenden. Utgangsåret 2007 er derfor på et lavere nivå for dødelighet, men nedgangen for de påfølgende årene ble så langsommere fordi det skulle være en tilnærming til anslagene for siste halvpart av framskrivingsperioden. Fra 2006 til 2007 har det så vært betydelig *svakere* dødelighetsnedgang enn i de foregående årene. Dermed starter M2008 på en bane som for de første årene ligger noe høyere i dødelighet og lavere i gjenstående levetid enn M2007-alternativet.

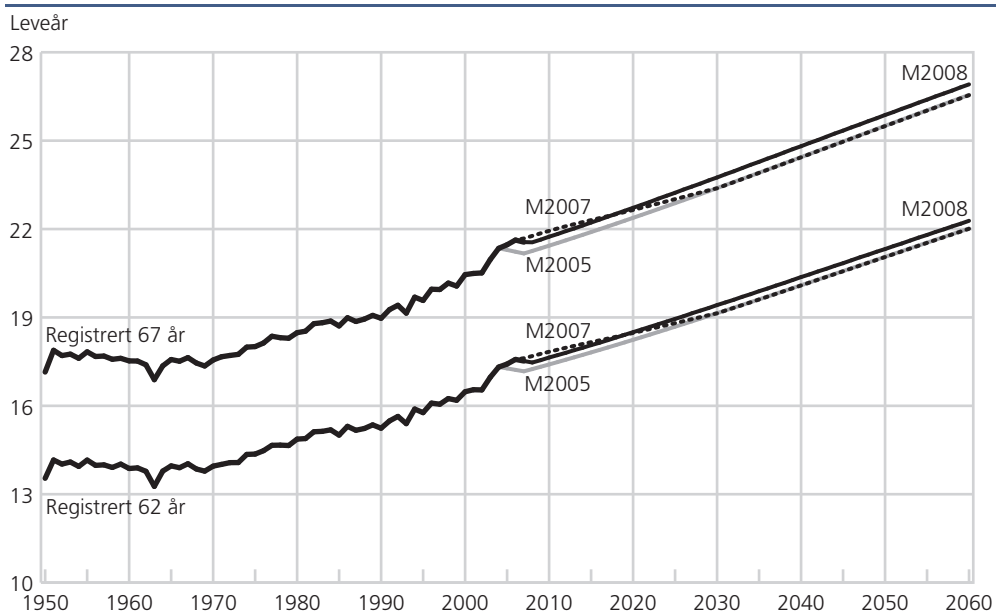
Figur A1. Observert og framskrevet dødssannsynlighet for alder 62 og 67 år



M2005: Mellomalternativet for levealdersutvikling fra befolkningsframskrivingen 2005-2060.

M2007: Justering av M2005 for årene 2007-2029 som beskrevet i dette vedlegget.

Figur A2. Observert og framskrevet forventet gjestående levetid ved alder 62 og 67 år



M2005: Mellomalternativet for levealdersutvikling fra befolkningsframskrivningen 2005-2060.

M2007: Justering av M2005 for årene 2007-2029 som beskrevet i dette vedlegget.

Vedlegg B

Tabeller

Tabell B1. Forventet gjenstående leveår ved alder 62-75 år for begge kjønn for ulike kohorter^{1,2}

Alder	1943	1948	1953	1958	1963	1968	1973	1978
62	22,6	23,0	23,5	24,0	24,6	25,1	25,7	26,3
63	21,8	22,2	22,7	23,1	23,7	24,3	24,8	25,4
64	21,0	21,4	21,8	22,3	22,9	23,4	24,0	24,5
65	20,2	20,5	21,0	21,5	22,1	22,6	23,1	23,7
66	19,4	19,7	20,2	20,6	21,2	21,7	22,3	22,8
67	18,6	18,9	19,4	19,8	20,4	20,9	21,4	21,9
68	17,8	18,1	18,6	19,0	19,6	20,1	20,6	21,1
69	17,0	17,3	17,8	18,2	18,8	19,3	19,7	20,2
70	16,2	16,6	17,0	17,4	18,0	18,4	18,9	19,4
71	15,5	15,8	16,2	16,6	17,2	17,6	18,1	18,6
72	14,7	15,1	15,5	15,9	16,4	16,8	17,3	17,7
73	14,0	14,3	14,7	15,1	15,6	16,0	16,5	16,9
74	13,3	13,6	14,0	14,4	14,8	15,2	15,7	16,1
75	12,6	12,9	13,2	13,6	14,1	14,5	14,9	15,3

¹ Framskrevet med alt. M fra siste framskriving (M2007) for aldre og år det ikke finnes observasjoner for.

² Både tabell B1 og B2 viser forventet gjenstående levealder ved aldrene 62-75 år. Tabell B1 viser imidlertid tall for kohorter mens tabell B2 viser de samme tallene for kalenderår. Forskjellen mellom tabellene kan illustreres ved et eksempel: den forventede gjenstående levealder ved 62 år, $e(62)$, er 23,0 år for 1948-kohorten (B1). Denne kohorten fyller 62 år i 2010. I følge tabell B2 er imidlertid $e(62)$ bare 21,94 år. Forskjellen kommer av at ved beregning av $e(62)$ for 1948-kohorten er det tatt hensyn til at vi antar at dødeligheten for aldre over 62 år vil synke i årene framover, i følge alternativ M i framskrivingen for 2007-2060. Tallet for $e(62)$ fra tabell B2 på 21,94 år er bare basert på framskrevne dødelighetssannsynligheter for kalenderåret 2010. Dette tallet tar altså ikke hensyn til mulig dødelighetsnedgang etter 2010 og er derfor lavere enn det tilsvarende tallet på 23,0 år fra tabell B1.

Tabell B2. Forventet gjenstående leveår ved aldrene 62-75 år i ulike kalenderår. Registrert 1950-2000 og framskrevet 2007-2060 (M2007) (periodetall)¹

Alder	Kalenderår											
	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010	2020	2030	2040	2050	2060
62	17,15	17,52	17,55	18,48	18,97	20,45	21,94	22,65	23,38	24,43	25,49	26,54
63	16,39	16,78	16,80	17,73	18,20	19,64	21,11	21,80	22,52	23,55	24,59	25,63
64	15,66	16,03	16,06	16,99	17,44	18,83	20,28	20,96	21,66	22,68	23,70	24,72
65	14,94	15,29	15,34	16,26	16,70	18,04	19,45	20,12	20,82	21,81	22,81	23,81
66	14,23	14,57	14,64	15,56	15,97	17,25	18,64	19,29	19,97	20,94	21,93	22,91
67	13,54	13,87	13,95	14,87	15,24	16,48	17,83	18,47	19,14	20,08	21,05	22,01
68	12,88	13,19	13,28	14,18	14,53	15,72	17,04	17,66	18,31	19,23	20,18	21,12
69	12,21	12,53	12,62	13,50	13,84	14,98	16,26	16,86	17,49	18,39	19,31	20,23
70	11,54	11,89	11,98	12,84	13,16	14,25	15,49	16,08	16,69	17,56	18,45	19,35
71	10,88	11,25	11,35	12,19	12,50	13,54	14,73	15,30	15,89	16,73	17,60	18,47
72	10,26	10,64	10,75	11,57	11,86	12,85	13,99	14,54	15,10	15,92	16,76	17,61
73	9,65	10,05	10,16	10,97	11,25	12,18	13,26	13,79	14,33	15,11	15,93	16,75
74	9,08	9,47	9,61	10,37	10,64	11,52	12,55	13,05	13,57	14,32	15,11	15,90
75	8,54	8,89	9,08	9,79	10,06	10,88	11,85	12,34	12,82	13,55	14,30	15,06

¹ Se fotnote 2 i tabell B1.

Tabell B3. Forventet gjenstående leveår ved alder 62 år for begge kjønn. 1990-2006

	Forventet gjenstående leveår ved 62 år, e_{62}			Årlig endring i e_{62} basert på		
	Observasjoner for ett kalenderår	Gjennomsnitt for siste 5 år	Gjennomsnitt for siste 10 år	Observasjoner for ett kalenderår	Gjennomsnitt for siste 5 år	Gjennomsnitt for siste 10 år
	1990	18,97	18,97	18,86	-0,10	0,05
1991	19,27	19,02	18,93	0,29	0,06	0,07
1992	19,41	19,13	18,99	0,15	0,11	0,06
1993	19,14	19,17	19,02	-0,27	0,04	0,03
1994	19,69	19,30	19,11	0,54	0,12	0,08
1995	19,58	19,42	19,19	-0,11	0,12	0,09
1996	19,96	19,56	19,29	0,38	0,14	0,10
1997	19,95	19,66	19,40	-0,01	0,11	0,11
1998	20,18	19,87	19,52	0,23	0,21	0,12
1999	20,07	19,95	19,62	-0,11	0,08	0,10
2000	20,46	20,12	19,77	0,39	0,18	0,15
2001	20,51	20,23	19,89	0,05	0,11	0,12
2002	20,53	20,35	20,01	0,02	0,12	0,11
2003	20,97	20,51	20,19	0,44	0,16	0,18
2004	21,36	20,77	20,36	0,39	0,26	0,17
2005	21,48	20,97	20,55	0,12	0,20	0,19
2006	21,64	21,20	20,71	0,16	0,23	0,17
Gjennomsnitt 1950-2006	18,63	18,56	18,49	0,08	0,07	0,07
Minimum 1950-2006	16,89	17,34	17,42	-0,50	-0,14	-0,09
Maksimum 1950-2006	21,64	21,20	20,71	0,74	0,26	0,19

Tabell B4. Forventet gjenstående leveår ved alder 62 år

År	Alder ved hendelsen (offisielle tall)			Aritmetisk gjennomsnitt
	Menn	Kvinner	Begge kjønn	
1998	17,98	22,16	20,18	20,07
1999	17,94	21,99	20,07	19,97
2000	18,43	22,26	20,46	20,35
2001	18,49	22,31	20,51	20,40
2002	18,55	22,29	20,53	20,42
2003	19,07	22,64	20,97	20,86
2004	19,43	23,05	21,36	21,24
2005	19,53	23,19	21,48	21,36
2006	19,89	23,17	21,64	21,53
2007	19,73	23,18	21,56	21,46

Tabell B5. Sannsynligheten for å overleve fra 62 år (x 100 000) for begge kjønn¹

Alder	Fra registrerte tall								Framskrevet (M2008)					
	1900	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2006	2010	2020	2030	2040	2050	2060
62	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000
63	97 781	98 498	98 648	98 556	98 641	98 721	98 940	99 093	99 177	99 322	99 444	99 553	99 646	99 725
64	95 385	96 863	97 172	96 971	97 156	97 348	97 778	98 091	98 274	98 580	98 834	99 062	99 257	99 422
65	92 924	95 068	95 560	95 237	95 541	95 854	96 501	97 005	97 290	97 769	98 167	98 523	98 830	99 089
66	90 313	93 130	93 780	93 374	93 814	94 260	95 131	95 853	96 236	96 890	97 443	97 937	98 364	98 725
67	87 542	91 117	91 870	91 352	91 953	92 542	93 659	94 592	95 084	95 934	96 654	97 296	97 852	98 325
68	84 659	88 956	89 843	89 185	89 948	90 679	92 061	93 196	93 818	94 890	95 789	96 590	97 288	97 883
69	81 793	86 597	87 653	86 864	87 789	88 675	90 301	91 664	92 439	93 751	94 842	95 815	96 666	97 392
70	78 599	84 056	85 249	84 340	85 450	86 511	88 389	90 014	90 942	92 485	93 785	94 945	95 964	96 836
71	75 307	81 352	82 634	81 614	82 904	84 163	86 323	88 231	89 320	91 097	92 619	93 980	95 181	96 212
72	72 030	78 475	79 812	78 689	80 162	81 648	84 094	86 272	87 543	89 583	91 338	92 913	94 310	95 513
73	68 356	75 389	76 796	75 603	77 260	78 976	81 692	84 147	85 608	87 908	89 910	91 715	93 324	94 716
74	64 517	72 090	73 586	72 295	74 183	76 100	79 120	81 877	83 509	86 059	88 321	90 371	92 210	93 807
75	60 517	68 569	70 179	68 793	70 885	73 028	76 383	79 424	81 217	84 021	86 553	88 864	90 949	92 769
76	56 445	64 873	66 571	65 127	67 367	69 803	73 422	76 758	78 719	81 781	84 590	87 176	89 523	91 585
77	52 288	60 973	62 745	61 277	63 690	66 431	70 269	73 899	76 021	79 323	82 414	85 288	87 910	90 232
78	48 051	56 891	58 720	57 274	59 877	62 856	66 951	70 828	73 099	76 627	80 000	83 175	86 086	88 686
79	43 993	52 699	54 544	53 139	55 868	59 093	63 436	67 512	69 937	73 706	77 358	80 838	84 047	86 940
80	39 683	48 436	50 247	48 901	51 734	55 216	59 724	63 999	66 559	70 531	74 453	78 242	81 758	84 958
81	35 462	44 088	45 869	44 543	47 528	51 229	55 816	60 256	62 947	67 108	71 289	75 382	79 207	82 727
82	31 533	39 698	41 450	40 160	43 272	47 139	51 734	56 292	59 109	63 460	67 878	72 261	76 393	80 238
83	27 627	35 366	37 035	35 794	38 991	42 994	47 554	52 166	55 056	59 566	64 196	68 849	73 279	77 450
84	23 867	31 116	32 658	31 493	34 749	38 815	43 298	47 900	50 831	55 442	60 246	65 138	69 850	74 341
85	20 306	26 955	28 423	27 338	30 601	34 680	38 996	43 526	46 467	51 132	56 063	61 151	66 117	70 910
86	17 054	22 957	24 382	23 421	26 589	30 617	34 713	39 083	41 981	46 664	51 664	56 893	62 072	67 134
87	14 120	19 192	20 545	19 792	22 816	26 642	30 488	34 653	37 469	42 070	47 069	52 367	57 704	62 987
88	11 374	15 812	17 032	16 438	19 260	22 874	26 339	30 270	32 964	37 396	42 312	47 593	53 012	58 449
89	8 905	12 823	13 893	13 395	15 934	19 313	22 390	26 025	28 535	32 712	37 456	42 625	48 036	53 543
90	6 907	10 165	11 124	10 707	12 965	16 014	18 715	21 965	24 249	28 126	32 605	37 561	42 858	48 329
91	5 320	7 864	8 695	8 384	10 370	13 047	15 341	18 178	20 213	23 732	27 857	32 495	37 558	42 872
92	4 011	5 952	6 638	6 425	8 107	10 429	12 330	14 739	16 501	19 597	23 293	27 522	32 237	37 269
93	2 943	4 377	4 946	4 824	6 217	8 161	9 669	11 667	13 161	15 789	19 006	22 755	27 022	31 656
94	2 115	3 098	3 574	3 549	4 665	6 266	7 385	9 014	10 245	12 389	15 103	18 325	22 069	26 210
95	1 501	2 127	2 491	2 547	3 414	4 704	5 504	6 794	7 773	9 455	11 672	14 356	17 537	21 125
96	1 068	1 419	1 675	1 771	2 439	3 436	4 001	4 983	5 743	7 039	8 799	10 971	13 596	16 617
97	749	904	1 089	1 191	1 706	2 450	2 845	3 545	4 107	5 091	6 441	8 142	10 234	12 692
98	524	576	690	800	1 157	1 701	1 965	2 450	2 857	3 600	4 604	5 891	7 498	9 424
99	365	381	395	522	775	1 162	1 323	1 658	1 942	2 476	3 189	4 114	5 279	6 695

¹ Overlevelsesserier for aldrene 0-105 år er først normert til 100 000 ved 62 år og deretter er gjennomsnittet for de siste ti år beregnet.