

## Anmeldelse af det tekniske grundlag m.v. for livsforsikringsvirksomhed

I henhold til § 20, stk. 1, i lov om finansiel virksomhed skal det tekniske grundlag mv. for livsforsikringsvirksomhed samt ændringer heri anmeldes til Finanstilsynet senest samtidig med, at grundlaget mv. tages i anvendelse. I medfør af lovens § 20, stk. 3, skal de anmeldte forhold opfylde kravene i bekendtgørelse om anmeldelse af det tekniske grundlag m.v. for livsforsikringsvirksomhed. I denne anmeldelse forstås ved livsforsikringsselskaber: livsforsikringsaktieselskaber, tværgående pensionskasser og filialer af udenlandske selskaber, der har tilladelse til at drive livsforsikringsvirksomhed efter § 11 i lov om finansiel virksomhed.

<b>Brevdato</b>
16. december 2016
<b>Livsforsikringsselskabets navn</b>
Industriens Pensionsforsikring A/S.
<b>Overskrift</b>
Livsforsikringsselskabet skal angive en præcis og sigende titel på anmeldelsen.
Anmeldelse af satser til markedsværdigrundlaget vedr. gennemsnitsrente.
<b>Resumé</b>
Livsforsikringsselskabet skal udarbejde et resumé, der giver et fyldestgørende billede af anmeldelsen.
I markedsværdigrundlaget, som bruges til den regnskabsmæssige opgørelse af livsforsikringshensættelse til gennemsnitsrente, ændres dødeligheden.
Den nye dødelighed er fastsat med udgangspunkt i bestandsdata for 2011 til 2015 samt Finanstilsynets seneste benchmark for levetidsforudsætninger offentliggjort 18. november 2016.
Markedsværdigrundlaget inkl. satser vedlægges som bilag. Derudover vedlægges selve dødelighedsanalysen som bilag.
<b>Lovgrundlaget</b>
Livsforsikringsselskabet skal angive, hvilket/hvilke nr. i lovens § 20, stk. 1, anmeldelsen vedrører.
Anmeldelsen vedrører § 20 nr. 6.
<b>Ikrafttrædelse</b>
Livsforsikringsselskabet skal angive datoen for anmeldelsens ikrafttrædelse.
31. december 2016.
<b>Ændrer følgende tidligere anmeldte forhold</b>
Livsforsikringsselskabet skal angive, hvilken tidligere anmeldelse eller hvilke tidligere anmeldelser denne anmeldelse ophæver eller ændrer.
Markedsværdigrundlaget er senest anmeldt den 11. december 2015 og erstattes af nærværende anmeldelse. I forhold til den tidligere anmeldelse er dødeligheden ændret.
<b>Angivelse af forsikringsklasse</b>
Livsforsikringsselskabet skal angive, hvilken forsikringsklasse det anmeldte vedrører, jf. bekendtgørelsens § 2, stk. 2.
Anmeldelsen vedrører forsikringsklasse I.
<b>Anmeldelsens indhold med matematisk beskrivelse og gennemgang af de anmeldte forhold</b>
Livsforsikringsselskabet skal angive anmeldelsens indhold med analyser, beregninger mv. på en så

klar og præcis form, at de uden videre kan danne basis for en kyndig aktuars kontrolberegninger, jf. bekendtgørelsens § 2, stk. 3.

På baggrund af Finanstilsynets offentliggjorte benchmark for dødelighed og levetidsforbedringer af 18. november 2016 har vi gennemført en dødelighedsanalyse med henblik på at fastsætte de dødsintensiteter inkl. fremtidige levetidsforbedringer, som skal bruges i opgørelsen af livsforsikringshensættelserne til markedsværdi for gennemsnitsrentebestanden.

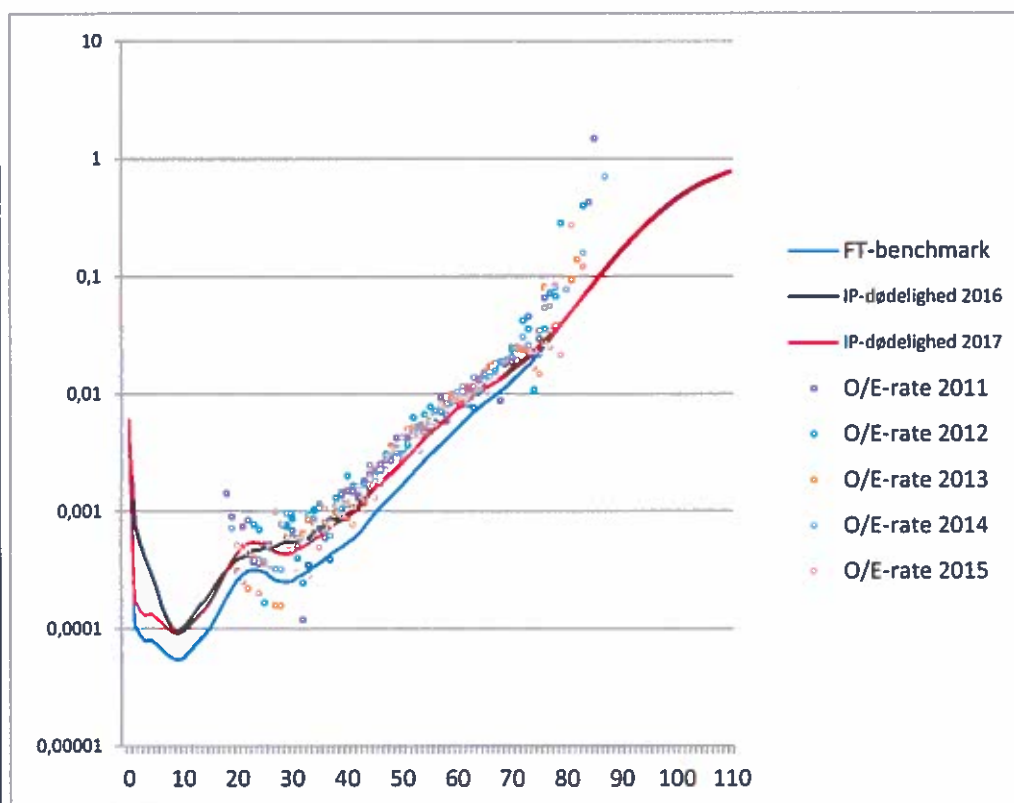
Dødeligheden for 2017 er den estimerede model-dødelighed opgjort på baggrund af en analyse lavet på hele bestanden, dvs. både medlemmer på markedsrente og på gennemsnitsrente. Dette svarer til, hvordan den hidtidige dødelighed var opgjort. Årsagen til at hele bestanden anvendes er, at restbestanden i gennemsnitsrente er en lille bestand med få observerede dødsfald. Det har tidligere givet uforklarlige udsving i analyseresultaterne, og vi har derfor vurderet, at bestanden er for lille til at give troværdige resultater. Restbestanden i gennemsnitsrente har tidligere været en del af den samlede bestand og kunne risikomæssigt fortsat ligeså godt have været en del heraf.

Vedrørende fremtidige levetidsforbedringer anvendes en sammenvægtning af de af Finanstilsynet offentliggjorte satser for hhv. mænd og kvinder af 18. november 2016. Som vægte er brugt en aldersafhængig kønsfordeling.

Dødelighedsanalysen er lavet kønsopdelt, herefter er der konstrueret en unisex-dødelighed på baggrund af den første metode, som Finanstilsynet har angivet i brev 25. april 2012.

Selve analysen vedlægges som bilag til anmeldelsen. Denne indeholder datagrundlag, testsandsynligheder og de estimerede parametre for både mænd og kvinder.

I figuren nedenfor gengives den estimerede model-dødelighed (rød), som nu anmeldes som gældende dødelighed, sammenholdt med en unisex version af FT's benchmark, hvor der er vægtet med de samme kønsvægte, som er anvendt til at finde modeldødeligheden (blå), den hidtidige anmeldte dødelighed (sort) samt endelig de observerede unisex-dødeligheder 2011-2015



Det er vores vurdering, at den estimerede dødelighed giver et retvisende billede. Dødeligheden blandt industriarbejdere er generelt højere. At der alligevel er et sammenfald med benchmark dødeligheden for ældre over 80 år skyldes, at der er meget få observationer i bestanden i Industriens Pension over 80 år, hvorfor benchmark benyttes.

I tabellen nedenfor ses restlevetiden for en 20-årig, 40-årig, 60-årig og 80-årig ud fra de i 2016 gældende dødeligheder og levetidsforbedringer (gammel dødelighed) og de anmeldte dødeligheder og levetidsforbedringer for 2017 – modeldødeligheden (ny dødelighed).

Forventede restlevetider				
	20-årig	40-årig	60-årig	80-årig
Fødselsårgang	1997	1977	1957	1937
Ny dødelighed	68,0	46,1	25,4	8,9
Gammel dødelighed	67,4	45,7	25,3	9,0

I forhold til markedsværdigrundlaget, der er vedlagt som bilag, er der foretaget en årstalstilpasning i afsnit 4.3. og en opdatering af tabellerne 1-3 med de faktiske værdier for dødsintensiteten, de fremtidige levetidsforbedringer samt kønsvægte. Ændringerne er rettemarkeret.

#### **Redegørelse for de juridiske konsekvenser for forsikringstagerne**

Livsforsikringsselskabet skal redegøre for de juridiske konsekvenser for den enkelte forsikringstager og andre berettigede efter forsikringsaftalerne, jf. bekendtgørelsens § 2, stk. 6. Er der ingen konsekvenser, skal livsforsikringsselskabet redegøre herfor.

Der er ingen juridiske konsekvenser for forsikringstagerne, idet ændringerne alene påvirker de regnskabsmæssige hensættelser.

#### **Redegørelse for de økonomiske konsekvenser for forsikringstagerne**

Livsforsikringsselskabet skal redegøre for de økonomiske konsekvenser for de enkelte forsikringstager og andre berettigede efter forsikringsaftalerne, jf. bekendtgørelsens § 2, stk. 6. Er der ingen konsekvenser, skal livsforsikringsselskabet redegøre herfor.

Redegørelsen skal som minimum overholde kravene i bekendtgørelsens § 3, stk. 1, og stk. 3-5.

Der er ingen økonomiske konsekvenser for forsikringstagerne, idet ændringerne alene påvirker de regnskabsmæssige hensættelser.

#### **Redegørelse for de juridiske konsekvenser for livsforsikringsselskabet**

Livsforsikringsselskabet skal redegøre for de juridiske konsekvenser for livsforsikringsselskabet, jf. bekendtgørelsens § 2, stk. 7. Er der ingen konsekvenser, skal livsforsikringsselskabet redegøre herfor. Redegørelsen kan alternativt anføres i "Redegørelse i henhold til § 6 stk. 1.", jf. bekendtgørelsens § 6, stk. 1.

Der er ingen juridiske konsekvenser for forsikringsselskabet, da ændringerne er opdatering af satser til regnskabsmæssige hensættelser.

**Redegørelse for de økonomiske og aktuarmæssige konsekvenser for livsforsikringsselskabet**  
Livsforsikringsselskabet skal redegøre for de økonomiske og aktuarmæssige konsekvenser for livsforsikringsselskabet, jf. bekendtgørelsens § 2, stk. 6. Er der ingen konsekvenser, skal livsforsikringsselskabet redegøre herfor.

Redegørelsen skal som minimum overholde kravene i bekendtgørelsens § 3, stk. 2, og stk. 6-7.

Redegørelsen kan alternativt anføres i "Redegørelse i henhold til § 6, stk. 1.", jf. bekendtgørelsens § 6, stk. 1.

Ændring af dødeligheden i markedsværdigrundlaget påvirker de regnskabsmæssige livsforsikringshensættelser vedr. gennemsnitsrente og indregnes allerede pr. 31. december 2016.

I tabellen nedenfor er angivet livsforsikringshensættelsen for gennemsnitsrente beregnet pr. 30-09-2016 på henholdsvis de i 2016 gældende dødeligheder og levetidsforbedringer (gammel dødelighed), de anmeldte dødeligheder og levetidsforbedringer for 2017 (ny dødelighed) og endelig det FT-benchmark samt FT-levetidsforbedring, som blev offentliggjort 18. november 2016 (FT-benchmark).

Anvendt dødelighed	Hensættelse gennemsnitsrente
Gammel dødelighed	5.681 mio.
Ny dødelighed	5.719 mio.
FT-benchmark	5.784 mio.

Den økonomiske effekt for selskabet opgjort ultimo september 2016 er en stigning i livsforsikrings-hensættelserne på 37,4 mio. kr. og dermed et tilsvarende fald i det kollektive bonuspotentiale.

Da de tekniske grundlag er unisex-grundlag, er dødeligheden til opgørelse af hensættelserne til markedsværdi omsat til en unisex-dødelighed. I forhold til de to metoder, som Finanstilsynet har beskrevet i brev af 24. april 2012, anvender vi den første metode til at finde unisex-dødeligheden.

For at skabe en unisex levetidsforbedring er der anvendt kønskvoter, som er afhængig af alderen (opgjort for 5 årige aldersintervaller). Kønskvoterne er til gengæld ikke afhængige af kalendertiden. Gør vi kønskvoterne afhængige af kalendertid, vil der også være en vis usikkerhed tilknyttet satsene. Samtidig vurderer vi, at de økonomiske konsekvenser ved at gøre vægtene tidsafhængige er af mindre betydning.

Vi har vurderet selskabets realisationsrisiko ud fra den metode, som er angivet i Aktuarforeningens notat fra september 2012 'Longevity Stress and the Danish Longevity Benchmark'.

I denne metode er der et selskabsspecifikt realisationsrisikostød, der fastsættes som  $2,6/\sqrt{5H}$ , hvor H er de forventede antal døde over en periode på 5 år i selskabets bestand under Finanstilsynets benchmarkdødelighed. H opgjort i perioden 2011-2015 for hele bestanden i Industriens Pension er 5.140. Det selskabsspecifikke realisationsrisikostød for Industriens Pension er derfor  $2,6/\sqrt{5} * 5140 = 1,62\%$ .

**Navn**

Angivelse af navn

Adm. direktør Laila Mortensen

**Dato og underskrift**

16. december 2016



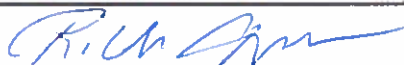
**Navn**

Angivelse af navn

Ansvarshavende aktuar Rikke Francis

**Dato og underskrift**

16. december 2016



**Navn**

Angivelse af navn

**Dato og underskrift**

# Gennemsnitsrente - Markedsværdigrundlag (regnskabsmæssige hensættelser)

Gældende fra 31. december 2016

Anmeldt den 16. december 2016

Erstatter anmeldelse af 11. december 2015

## 1.0 Livsforsikringshensættelsen til gennemsnitsrente

### 1.1 Indledning

Markedsværdigrundlaget er grundlaget for opgørelsen af de regnskabsmæssige hensættelser for bonusberettigede forsikringer (gennemsnitsrente). Nærværende grundlag omfatter alene opgørelsen af livsforsikringshensættelser til gennemsnitsrente for en afviklingsbestand bestående af pensionister. Dermed bliver opgørelsen simpel, da der ikke skal tages højde for invaliditet, genkøb eller omskrivning til fripolice.

Livsforsikringshensættelser til gennemsnitsrente opgøres som summen af værdien af de garanterede ydelser, risikomargen, individuelt bonuspotentiale og kollektivt bonuspotentiale.

Beregningen foretages for hver forsikring for sig og summeres herefter for alle bonusberettigede forsikringer. For forsikringer, som har forsikringsydelser beregnet på mere end ét grundlag, foretages beregningerne samlet for alle forsikringens grundlag. Risikomargen opgøres på bestandsniveau.

Fastsættelsen af aktiver og passiver til markedsværdi tager udgangspunkt i de tekniske grundlag, men beregnes på basis af de satser og parametre som fremgår af bilaget *Satser og parametre vedrørende livsforsikringshensættelser til markedsværdi*.

Disponeringen af årets realiserede resultat, der foretages efter den beregningsmæssige opgørelse, bestemmer størrelsen på det kollektive bonuspotentiale og kan desuden resultere i anvendelse af en del af det individuelle bonuspotentiale. Disponeringen foretages i henhold til selskabets anmeldte regler herfor og er således ikke omfattet af de her beskrevne principper.

### 1.2 Definitioner

PAS(g,mv) Passivet for grundform g beregnet med markedsværdiparametre.

AKT(g,mv) Aktivet for grundform g beregnet med markedsværdiparametre.

## 2.0 Beregninger på medlemsniveau

I markedsværdisammenhæng regnes der pr. ydelsesmodtager, dvs. afledte pensionister behandles, som om de udgjorde deres eget medlemskab.

### 2.1 Værdien af de garanterede ydelser på medlemsniveau

Værdien af de garanterede ydelser på medlemsniveau m findes ved at summere de garanterede ydelser for de enkelte grundformer g og hertil lægge de forventede omkostninger på medlemsniveau:

$$GY(m) = \sum GY(g) + OMK-MV(m)$$

hvor

$$GY(g) = Ydelsen(g) * PAS(g,mv) \text{ og}$$

$$OMK-MV(m) = omk-fri(m) * \\ (PAS(210,mv) * 1\{\text{Medlemmet har en livsvarig livrente}\} + \\ PAS(215,udløbsalder,mv) * 1\{\text{Medlemmet har ikke en livsvarig livrente}\})$$

Der summeres over alle medlemmets grundformer.

### 2.2 Individuelt bonuspotentiale kontra styrkelse på medlemsniveau

Det individuelle bonuspotentiale på medlemsniveau opgøres som:

$$IB(m) = \text{MAKS}[0 ; RH(m) - GY(m)]$$

hvor  $RH(m)$  er værdien af den retrospektive hensættelse på medlemsniveau, som findes ved at summere de retrospektive hensættelser for de enkelte grundformer:

$$RH(m) = \sum RH(g).$$

Overstiger værdien af de garanterede ydelser den retrospektive hensættelse, dvs. der er ikke noget individuelt bonuspotentiale, vil medlemsskabet i regnskabssammenhæng blive styrket. Styrkelsen opgøres til:

$$\text{Styrkelse}(m) = \text{MAKS}[0 ; GY(m) - RH(m)].$$

## 3.0 Beregninger på bestandsniveau

### 3.1 Risikomargen

Risikomargenen beregnes i overensstemmelse med artikel 37-39 i Kommissionens delegerede forordning (EU) 2015/35 af 10. oktober 2014 om supplerende regler til Europa-Parlamentets og Rådets direktiv 2009/138/EF om adgang til og udøvelse af forsikrings- og genforsikringsvirksomhed (Solvens II).

$$RM = CoC * \sum_{t=0}^{\infty} \frac{SCR_t}{(1+r_t)^{t+1}}$$

hvor

$SCR_t$  er solvenskapitalkravet for gennemsnitsrentebestanden på tid  $t$  beregnet under forudsætningerne i forordningens artikel 38 om, at porteføljen overdrages til og afvikles i et tomt selskab.

CoC er kapitalomkostningssatsen og

$r_t$  er den risikofri rentekurve for en løbetid på  $t$  år.

### 3.2 Livsforsikringshensættelsen til gennemsnitsrente

Livsforsikringshensættelsen til gennemsnitsrente bestemmes på bestandsniveau som:

$$LH = GY + RM + IB + KB$$

hvor

$$GY = \sum GY(m) \text{ og}$$

$$IB = \sum IB(m)$$

Det kollektive bonuspotentiale bestemmes som følge af overskudsdisponeringen. Disponeringen af årets realiserede resultat, kan desuden resultere i anvendelse af en del af det individuelle bonuspotentiale.

Summeringen ved opgørelse af GY og IB sker over alle bonusberettigede medlemmer m.

---oo0oo---

## 4.0 BILAG: Satser og parametre vedrørende livsforsikringshensættelser til markedsværdi

Beregning af livsforsikringshensættelserne til markedsværdi baseres på forudsætninger om rente, risiko og omkostninger. Nedenstående satser og parametre er gældende indtil andet anmeldes.

### 4.1 Diskonteringsrente

Diskonteringsrenten er en risikofri rentekurve og fastsættes som beskrevet i regnskabsbekendtgørelsen.

### 4.2 Omkostningstillæg

Der anvendes følgende årlige omkostningstillæg:

- omk-fri(m) = 336 kr. gældende fra 31. december 2013.

### 4.3 Kapitalomkostningssats

Kapitalomkostningssatsen udgør følgende:

- CoC = 6 % gældende fra 31. december 2015.

### 4.3 Dødelighed

Dødeligheden er baseret på unisex svarende til teknisk grundlag.

Der anvendes følgende dødelighed:

$$\mu_{x,y}^{IP} = \mu_{x,20167}^{IP} \times (1 - LF_x)^{y-20167}$$

$$LF_x = (1 - w_x) \times LF_x^{FT,M} + w_x \times LF_x^{FT,K}$$

gældende fra 31. december 20156, hvor

- $x$  angiver medlemmets alder
- $y$  angiver årstallet for beregning af dødeligheden
- $\mu_{x,20167}^{IP}$  angiver modeldødeligheden 20167 for Industriens Pension, beregnet med udgangspunkt Finanstilsynets offentliggjorte benchmark for dødeligheden den 30. september 2015 november 2016 og efter de af Finanstilsynet angivne retningslinjer
- $LF_x^{FT,M}$  angiver den af Finanstilsynet i 20156 offentliggjorte levetidsforbedring for mænd
- $LF_x^{FT,K}$  angiver den af Finanstilsynet i 20156 offentliggjorte levetidsforbedring for kvinder
- $w_x$  angiver andelen af kvinder i alder  $x$  opgjort pr. 1. oktober 20156.



$\mu_{x,20167}^{IP}$ ,  $LF_x$  og  $w_x$  er tabelleret nedenfor.

De faktiske værdier for dødelighedsformlen er:

**Tabel 1:** Dødeligheden  $\mu_{x,20167}^{IP}$  for hver alder x:

alder	fødselsår	dødelighed	alder	fødselsår	dødelighed	alder	fødselsår	dødelighed
0	2017	0,00599993	37	1980	0,00073126	74	1943	0,02199734
1	2016	0,00017614	38	1979	0,00078873	75	1942	0,02466464
2	2015	0,00014164	39	1978	0,00083501	76	1941	0,02723192
3	2014	0,00012807	40	1977	0,00089880	77	1940	0,03056739
4	2013	0,00013324	41	1976	0,00095969	78	1939	0,03441920
5	2012	0,00012335	42	1975	0,00104945	79	1938	0,03871912
6	2011	0,00011242	43	1974	0,00119295	80	1937	0,04415522
7	2010	0,00010015	44	1973	0,00137833	81	1936	0,05085679
8	2009	0,00009278	45	1972	0,00155169	82	1935	0,05850650
9	2008	0,00008969	46	1971	0,00174832	83	1934	0,06760466
10	2007	0,00009427	47	1970	0,00193474	84	1933	0,07751783
11	2006	0,00010472	48	1969	0,00212268	85	1932	0,08902330
12	2005	0,00011799	49	1968	0,00233587	86	1931	0,10219385
13	2004	0,00013295	50	1967	0,00258389	87	1930	0,11660261
14	2003	0,00014678	51	1966	0,00291728	88	1929	0,13267730
15	2002	0,00016984	52	1965	0,00327428	89	1928	0,15067052
16	2001	0,00020568	53	1964	0,00369830	90	1927	0,16992305
17	2000	0,00025014	54	1963	0,00412215	91	1926	0,19116324
18	1999	0,00031083	55	1962	0,00455716	92	1925	0,21453438
19	1998	0,00037797	56	1961	0,00500455	93	1924	0,23950518
20	1997	0,00044602	57	1960	0,00550401	94	1923	0,26670073
21	1996	0,00049754	58	1959	0,00606993	95	1922	0,29590826
22	1995	0,00053663	59	1958	0,00671263	96	1921	0,32693463
23	1994	0,00054328	60	1957	0,00748529	97	1920	0,35959700
24	1993	0,00053394	61	1956	0,00820694	98	1919	0,39364588
25	1992	0,00052414	62	1955	0,00893102	99	1918	0,42872140
26	1991	0,00048147	63	1954	0,00961752	100	1917	0,46427468
27	1990	0,00044764	64	1953	0,01030269	101	1916	0,49997832
28	1989	0,00043479	65	1952	0,01111973	102	1915	0,53564926
29	1988	0,00043066	66	1951	0,01173493	103	1914	0,57088977
30	1987	0,00043609	67	1950	0,01245901	104	1913	0,60554414
31	1986	0,00047152	68	1949	0,01332006	105	1912	0,63938800
32	1985	0,00049931	69	1948	0,01421720	106	1911	0,67192678
33	1984	0,00053303	70	1947	0,01558656	107	1910	0,70292244
34	1983	0,00058318	71	1946	0,01695080	108	1909	0,73340470
35	1982	0,00061326	72	1945	0,01836965	109	1908	0,76170095
36	1981	0,00066044	73	1944	0,01997135	110	1907	0,78773189

**Tabel 2: Forventet levetidsforbedring  $LF_x$  fra 20167 for hver alder x:**

alder	levetidsforbedring	alder	levetidsforbedring	alder	levetidsforbedring
0	0,04391055	37	0,03344876	74	0,02237528
1	0,04580864	38	0,03300186	75	0,02227592
2	0,04773076	39	0,03226193	76	0,02153344
3	0,05122487	40	0,03144681	77	0,02069927
4	0,05352560	41	0,03063811	78	0,01977808
5	0,05697268	42	0,02931972	79	0,01878373
6	0,06030072	43	0,02781754	80	0,01776549
7	0,06272235	44	0,02651372	81	0,01662585
8	0,06265513	45	0,02518214	82	0,01547083
9	0,06148932	46	0,02384587	83	0,01424401
10	0,05810301	47	0,02301656	84	0,01301719
11	0,05515001	48	0,02223004	85	0,01187812
12	0,05324675	49	0,02152616	86	0,01083872
13	0,05147010	50	0,02087938	87	0,00993021
14	0,05112963	51	0,02022128	88	0,00906187
15	0,04855611	52	0,01968953	89	0,00816654
16	0,04493821	53	0,01942169	90	0,00725121
17	0,04131048	54	0,01965069	91	0,00628272
18	0,03768761	55	0,02005781	92	0,00541006
19	0,03416036	56	0,02063516	93	0,00470227
20	0,03339609	57	0,02130791	94	0,00417326
21	0,03227407	58	0,02198767	95	0,00366760
22	0,03093136	59	0,02239915	96	0,00306845
23	0,03008010	60	0,02276413	97	0,00240466
24	0,02987628	61	0,02308549	98	0,00171916
25	0,02999492	62	0,02331176	99	0,00111672
26	0,03082515	63	0,02362981	100	0,00082865
27	0,03162705	64	0,02402884	101	0,00077589
28	0,03218615	65	0,02449003	102	0,00075411
29	0,03304430	66	0,02476333	103	0,00079400
30	0,03383856	67	0,02485951	104	0,00073449
31	0,03475213	68	0,02476346	105	0,00052172
32	0,03570864	69	0,02454543	106	0,00033710
33	0,03609256	70	0,02454375	107	0,00017915
34	0,03563655	71	0,02411304	108	0,00007201
35	0,03520574	72	0,02358919	109	0,00005841
36	0,03429294	73	0,02302722	110	0,00004790

**Tabel 3:**  $w_x$  andelen af kvinder i alder x: pr. 30. september 2015

alder	andel kvinder	andel mænd
0-19	0,25	0,75
20-24	0,20	0,80
25-29	0,17	0,83
30-34	0,19	0,81
35-39	0,22	0,78
40-44	0,24	0,76
45-49	0,25	0,75
50-54	0,27	0,73
55-59	0,27	0,73
60-64	0,25	0,75
65-69	0,21	0,79
70-74	0,15	0,85
75-79	0,09	0,91
80-110	0,08	0,92

---00000---



# Analyse af dødeligheden i Industriens Pension i forhold til Finanstilsynets benchmark

*Efteråret 2016*

---

Dødelighedsanalysen for bestanden i Industriens Pension er lavet efter retningslinjerne angivet i Finanstilsynets breve af 19. maj 2011 og 24. april 2012 samt i det opdaterede benchmark for levetidsforudsætninger af 18. november 2016.

For perioden 2011-2015 sammenlignes den faktiske dødelighed i Industriens Pension med Finanstilsynets benchmark.

## Datagrundlaget for bestanden i Industriens Pension

Analysen er baseret på data fra hele bestanden i Industriens Pension for årene 2011 til 2015. Bestanden var ved udgangen af 3. kvartal 2016 på ca. 402.000 medlemmer. I analysen skelnes der ikke mellem markedsrente og gennemsnitsrente. Medlemsbestanden er gennem tiden optaget i samme ordning på samme vilkår.

Industriens Pension er et forholdsvist ungt selskab og har kun få "gamle" medlemmer. Indtil omkring 2005 udtrådte de fleste medlemmer i forbindelse med alderspensionering, da deres opsparing var så lille, at den blev kapitaliseret og udbetalt som engangsbeløb i stedet for at blive udbetalt som løbende pension. Dødsfaldseksposeringen i de høje aldre er følgelig ganske lav.

Datagrundlaget i en komprimeret form kan ses i Tabel 1. Her er eksposering og hændelser lagt sammen på tværs af årene 2011-2015. Samtidig er eksposering og dødsfald samlet i aldersintervaller á 5 år. De ældste og de yngste er dog samlet i større aldersintervaller. Eksposeringen er opgjort i *person x år*, altså en eksposering på 1 er én person i ét år.

**Tabel 1 Oversigt over eksponering og antal dødsfald i perioden 2011-2015**

Alder	Kvinder			Mænd		
	Eksponering	Antal dødsfald	O/E-rater	Eksponering	Antal dødsfald	O/E-rater
0-19	2.204	1	0,05%	7.146	0	0,00%
20-24	19.275	2	0,01%	79.543	34	0,04%
25-29	27.153	3	0,01%	121.353	59	0,05%
30-34	36.485	9	0,02%	144.018	93	0,06%
35-39	53.802	17	0,03%	184.072	185	0,10%
40-44	68.154	55	0,08%	205.794	325	0,16%
45-49	77.343	111	0,14%	219.625	581	0,26%
50-54	67.217	204	0,30%	184.416	831	0,45%
55-59	53.881	241	0,45%	149.217	1.079	0,72%
60-64	37.018	272	0,73%	116.959	1.195	1,02%
65-69	16.365	161	0,98%	76.028	1.140	1,50%
70-74	2.967	41	1,38%	23.948	564	2,36%
75-79	260	2	0,77%	3.317	107	3,23%
80-110	35	1	2,85%	293	17	5,79%

Medlemmerne i Industriens Pension er hovedsageligt beskæftiget i typiske mandefag. Det betyder også, at 77 % af den samlede bestand er mænd. Datagrundlag vedr. mænd er således noget større end datagrundlaget for kvinder. Tabel 2 viser medlemmernes fordeling på køn og alder (5 års intervaller) pr. 1. oktober 2016.

**Tabel 2. IP's bestand pr. 1. oktober 2016**

Alder	Kvinder	Mænd
0-19	573	1.730
20-24	4.366	17.402
25-29	4.710	23.214
30-34	6.214	26.649
35-39	8.491	30.960
40-44	11.755	38.098
45-49	13.877	40.719
50-54	15.145	41.989
55-59	12.095	32.878
60-64	8.394	25.057
65-69	4.884	17.838
70-74	1.841	10.583
75-79	202	2.098
80-110	20	225

## Den statistiske analyse – bestemmelse af $\beta$ -parametre

De statistiske test er gennemført kønsopdelt i programpakken R efter retningslinjer beskrevet på side 2 – 4 i Finanstilsynets brev af 19. maj 2011.

### Mænd

$$\text{Test af } H_0^M : \beta_1^M = \beta_2^M = \beta_3^M = 0$$

Her testes, om man bør benytte en ukorrigeret benchmark-dødelighed.

Testet giver en chisquare teststørrelse på 818,47, som vurderet i en  $\chi^2$ -fordeling med 3 frihedsgrader giver en forkastelse af hypotesen (testsandsynligheden er mindre end 0,0001).

Dette betyder, at Industriens Pension foreløbigt skal benytte en korrigeret dødelighed vedrørende mænd.

$$\text{Test af } H_2^M : \beta_3^M = 0$$

Testet undersøger om regressoren, der kan korrigere benchmark-dødeligheden i aldre over 80 år, kan antages at være 0. Testes den til at være nul, betyder det, at benchmark-dødeligheden skal bruges for aldre over 80 år.

Testet giver en chisquare teststørrelse på 0,360, som vurderet i en  $\chi^2$ -fordeling med 1 frihedsgrad giver en accept af hypotesen (testsandsynligheden er 0,5485). Dvs. at  $\beta_3^M$  kan antages at være 0 og benchmark-dødeligheden for mænd over 80 år skal ikke korrigeres.

$$\text{Test af } H_1^M : \beta_2^M = \beta_3^M = 0$$

Der testes nu videre. Denne test undersøger om regressorene, der korrigerer benchmark-dødeligheden i aldre over 60 år, kan antages at være 0. Der testes mod den forrige hypotese, altså det antages at dødeligheden for aldre over 80 år svarer til benchmark.

Accepteres hypotesen betyder det, at benchmark-dødeligheden skal benyttes for aldre over 60 år.

Testet giver en chisquare teststørrelse på 336,16, som vurderet i en  $\chi^2$ -fordeling med 1 frihedsgrad giver en forkastelse af hypotesen (testsandsynligheden er mindre end 0,0001).

På baggrund af disse tre tests fastslås det, at  $\beta_3^M$  kan antages at være 0, at  $\beta_1^M$  og  $\beta_2^M$  er signifikante med følgende parameter estimater (estimeret i en model hvor  $\beta_3^M = 0$ ).

**Table 3.  $\beta$ 'er mænd**

Mænd	Estimat 2016	Estimat 2015	Estimat 2014
$\beta_1$	0,1917	0,2074	0,2442
$\beta_2$	0,3786	0,35792	0,3381
$\beta_3$	0,0000	0,0000	0,0000

## Kvinder

Test af  $H_0^K : \beta_1^K = \beta_2^K = \beta_3^K = 0$ .

Først testes, om man bør benytte en ukorrigeret benchmark-dødelighed.

Testet giver en chisquare teststørrelse på 109,9, som vurderet i en  $\chi^2$ -fordeling med 3 frihedsgrader giver en forkastelse af hypotesen (testsandsynligheden er mindre end 0,0001).

Test af  $H_2^K : \beta_3^K = 0$ .

Som for mænd testes videre vedr. regressoren, der kan korrigerer benchmark-dødeligheden i aldre over 80 år.

Testet giver en chisquare teststørrelse på 1,0677, som vurderet i en  $\chi^2$ -fordeling med 1 frihedsgrad giver en accept af hypotesen (testsandsynligheden er 0,3015). Dvs. at  $\beta_3^K$  kan antages at være 0 og benchmark-dødeligheden for kvinder over 80 år skal ikke korrigeres.

Test af  $H_1^K : \beta_3^K = \beta_2^K = 0$

Der testes nu videre. Denne test undersøger om regressorene, der korrigerer benchmark-dødeligheden i aldre over 60 år, kan antages at være 0. Der testes mod den forrige hypotese, altså det antages at dødeligheden for aldre over 80 år svarer til benchmark.

Accepteres hypotesen betyder det, at benchmark-dødeligheden skal benyttes for aldre over 60 år.

Testet giver en chisquare teststørrelse på 78,004, som vurderet i en  $\chi^2$ -fordeling med 1 frihedsgrader giver en forkastelse af hypotesen (testsandsynligheden er mindre end 0,0001).

Tabel 4.  $\beta$ 'er kvinder

Kvinder	Estimat 2016	Estimat 2015	Estimat 2014
$\beta_1$	-0,1998	-0,1878	-0,1736
$\beta_2$	0,4099	0,3847	0,3631
$\beta_3$	0,0000	0,0000	0,0000

## Grafisk fremstilling

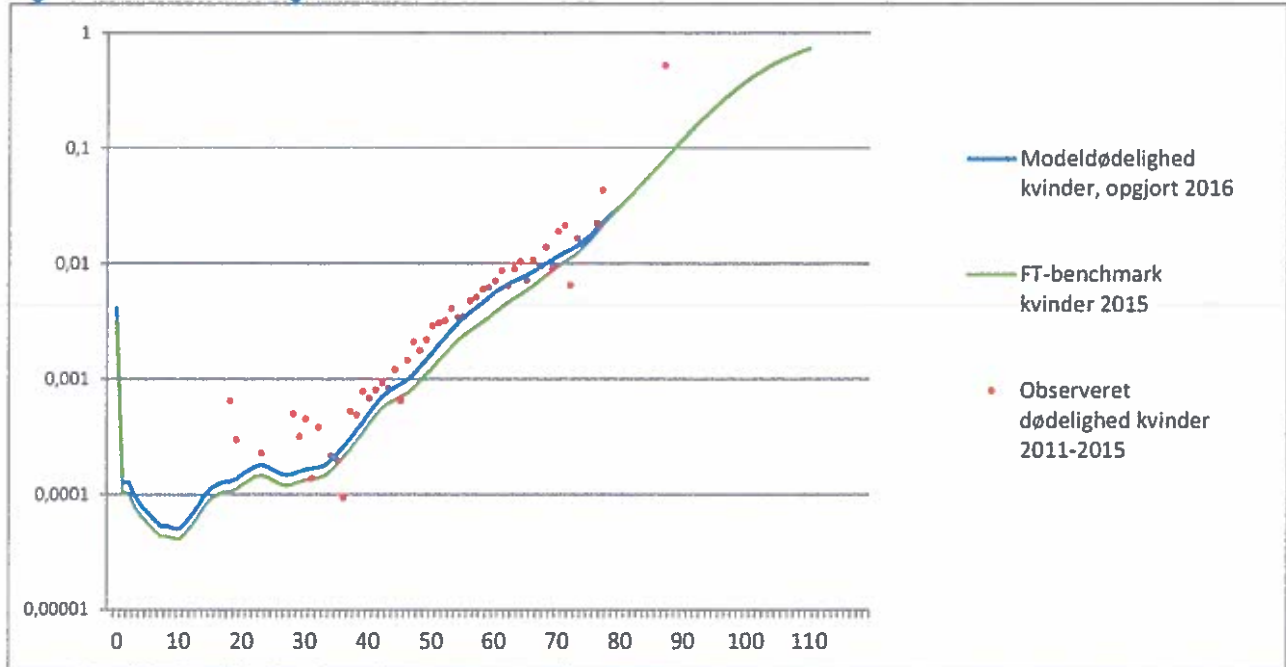
I figurene nedenfor vises:

- Modeldødeligheden opgjort i denne analyse, hvor betaer blev bestemt ud fra observeret dødelighed i 2011-2015 og udgangspunktet for modeldødeligheden var FT-benchmark for 2015. (modeldødelighed baseret på FT-benchmark 2011-2015)
- FT-benchmark dødelighed for 2015
- De observerede dødelighedsrater for årene 2011-2015 lagt sammen.  
Bemærk at for enkelte årgange blandt de helt unge og blandt de helt gamle er dødelighedsra-

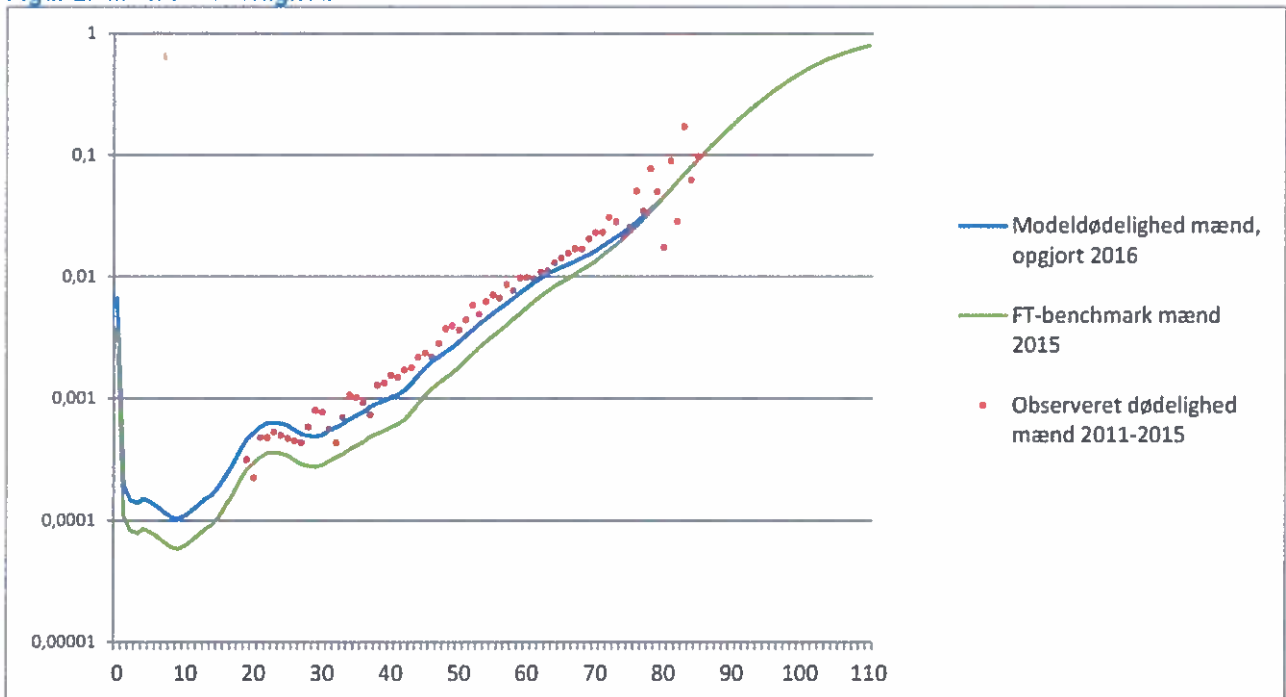


ten 0. I så fald er den ikke afbildet i figuren, da en dødelighedsrate på 0 ikke kan plottes ind på en logaritmisk skala.

Figur 1. Kvinder – dødelighed



Figur 2. Mænd – dødelighed



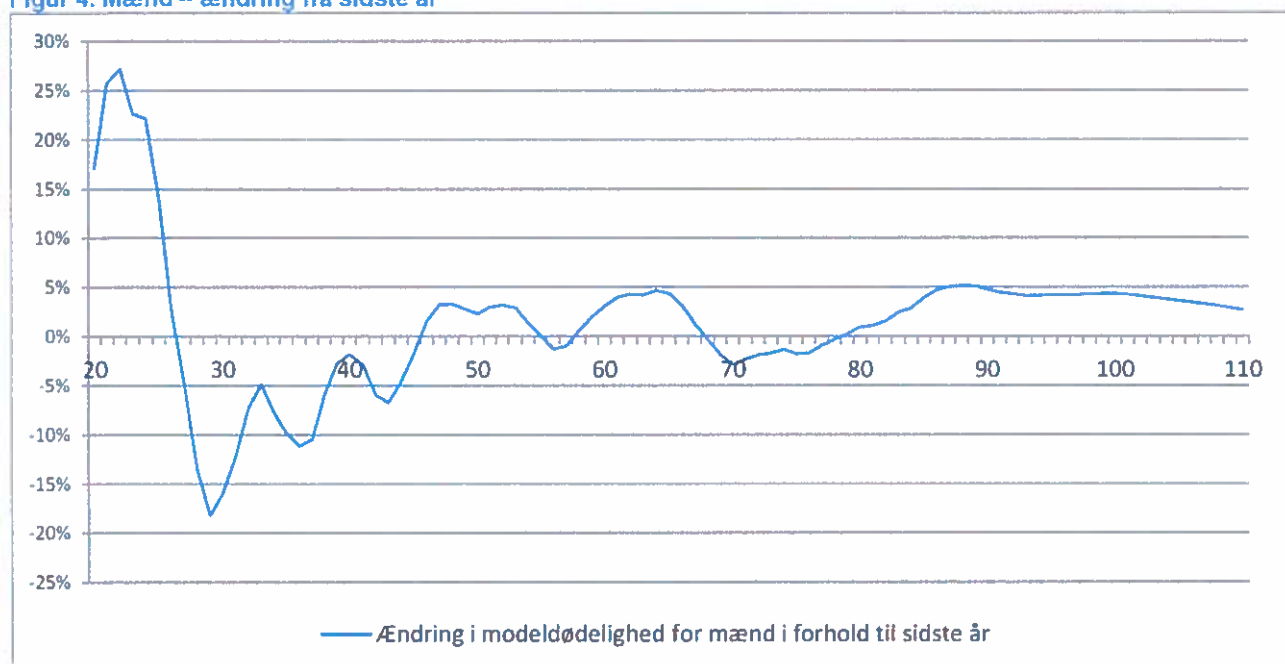
### Sammenligning med modeldødelighed sidste år, kønsopdelt

Nedenfor sammenlignes modeldødeligheden for hhv. mænd og kvinder i år med den tilsvarende modeldødelighed opgjort sidste år. Bemærk at x-aksen først starter i alder 20. Der er faktisk nogle ret store forskelle før alder 20, men disse er ikke særlig relevante i forhold til IP, og ved ikke at tage dem med, kan man få et lidt mere detaljeret billede over ændringerne i de øvrige aldre. Da der jo ligger en forventning om levetidsforbedringer indlejret i modellen, så er modeldødeligheden sidste år fremskrevet med 1 års levetidsforbedringer, for at bringe den på samme år som dette års modeldødelighed. Figurerne illustrerer altså de ændringer i modeldødeligheden, som ligger ud over de forventede levetidsforbedringer.

Figur 3. Kvinder – ændring fra sidste år



Figur 4. Mænd – ændring fra sidste år



## Unisex grundlag dødelighed

Industriens Pension har tegningsgrundlag som unisex, og derfor skal man også finde frem til en unisex dødelighed.

I Finanstilsynets brev af 24. april 2012 omtales to metoder til at opgøre dødeligheden i et unisex grundlag. I Industriens Pension anvendes metode 1.

### *Fastsættelse af aldersafhængig kønsfordeling*

Der skal benyttes en kønsfordeling  $w_x$  og  $(1-w_x)$ , hvor  $w_x$  betegner andelen af kvinder som funktion af alderen  $x$ .

Kønsfordelingen i Industriens Pension fastsættes ud fra bestanden pr. 1. oktober 2016. For at eliminere tilfældige udsving i kønsfordelingen for enkelte årgange, fastsættes den i 5-årige intervaller.

Dog fastsættes kønsfordelingen for medlemmer under 20 som et samlet gennemsnit og ligeledes for medlemmer fra 80 år og opefter.

Ud fra Tabel 2 kan man således finde værdierne for  $w_x$  og  $(1-w_x)$ .  $w_x$  og  $(1-w_x)$  er angivet i tabel 5.

**Tabel 5. Aldersafhængig kønsfordeling**

Alder	Andel kvinder	Andel mænd
0-19	25%	75%
20-24	20%	80%
25-29	17%	83%
30-34	19%	81%
35-39	22%	78%
40-44	24%	76%
45-49	25%	75%
50-54	27%	73%
55-59	27%	73%
60-64	25%	75%
65-69	21%	79%
70-74	15%	85%
75-79	9%	91%
80-110	8%	92%

### *Unisex grundlag opgjort efter metode 1*

I denne metode tages de ovenfor fundne kønsopdelte modeldødeligheder og fremskrives med to års levetidsforbedringer, så de er på 2017 niveau. De beregnede dødeligheder for hvert køn vægtes nu sammen med den aldersafhængige kønsvægt.

For  $k \in \{K, M\}$

$$\mu_{x,2017}^k = (1 - LF_x^k)^{(2017-2015)} \exp(\beta_1^k r_1(x) + \beta_2^k r_2(x) + \beta_3^k r_3(x)) \mu_{x,2015}^{FT,k}$$

Nu findes så unisex-dødeligheden

$$\mu_{x,2017} = w_x \cdot \mu_{x,2017}^K + (1 - w_x) \cdot \mu_{x,2017}^M$$

Denne modeldødelighed omtales fremadrettet som IP-dødelighed 2017 og er tabelleret i bilag 1.

### Sammenligning mellem kønsvægtet FT-benchmark og modeldødelighed

I figuren nedenfor er modeldødeligheden (IP-dødelighed 2017) sammenlignet med en unisex version af FT's benchmark, hvor der er vægtet med de samme kønsvægte, som er anvendt til at finde modeldødeligheden.

Figur 5. IP-dødelighed og kønsvægtet FT-benchmark



Dødeligheden i Industriens Pension ligger over FT's benchmark for alle aldre til og med 80 år, hvorefter IP's dødelighed og FT's benchmark er sammenfaldende.

## Sammenligning af grundlag i 2016 og 2017

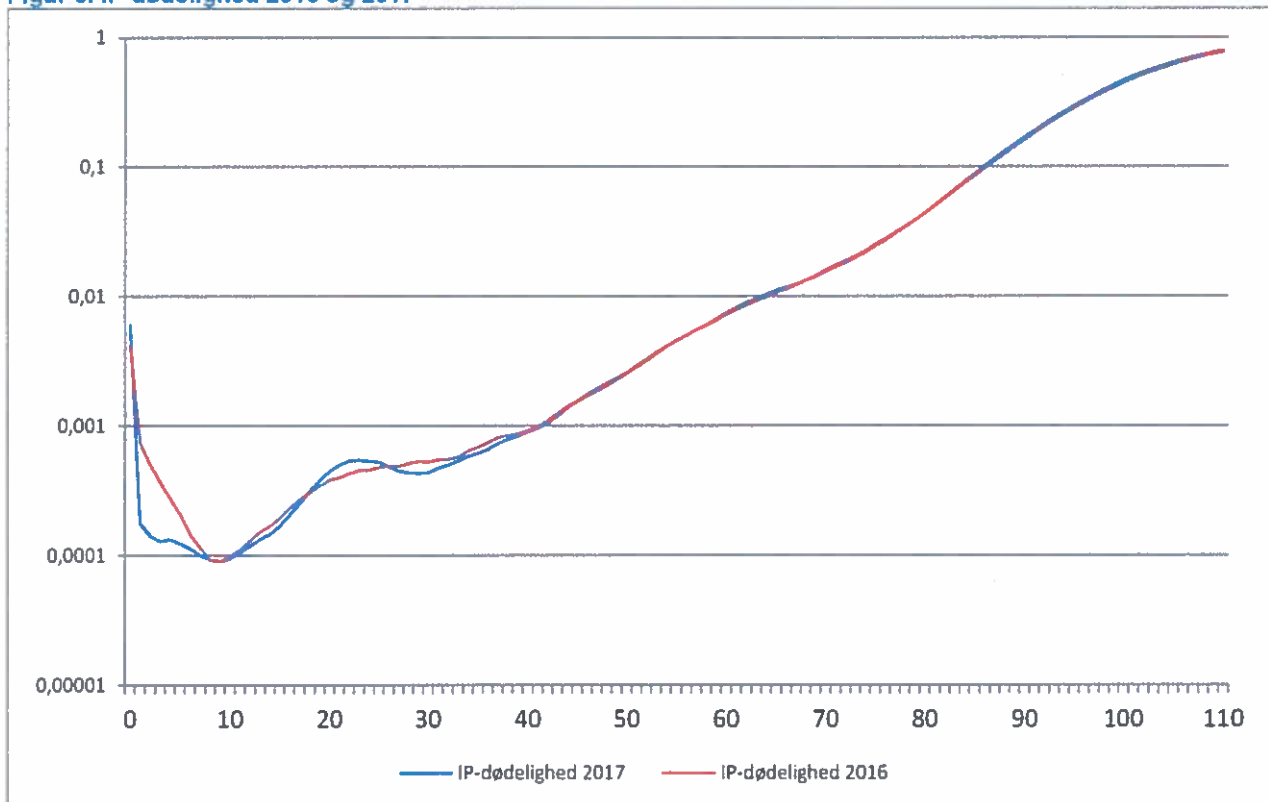
I Figur 6 og Figur 7 nedenfor sammenlignes IP-dødelighed 2016 (den der blev estimeret i 2015) med IP-dødelighed 2017 (estimeret i 2016).

IP-dødeligheden for 2016 er fremskrevet med et års levetidsforbedringer, for at bringe den på 2017-niveau.

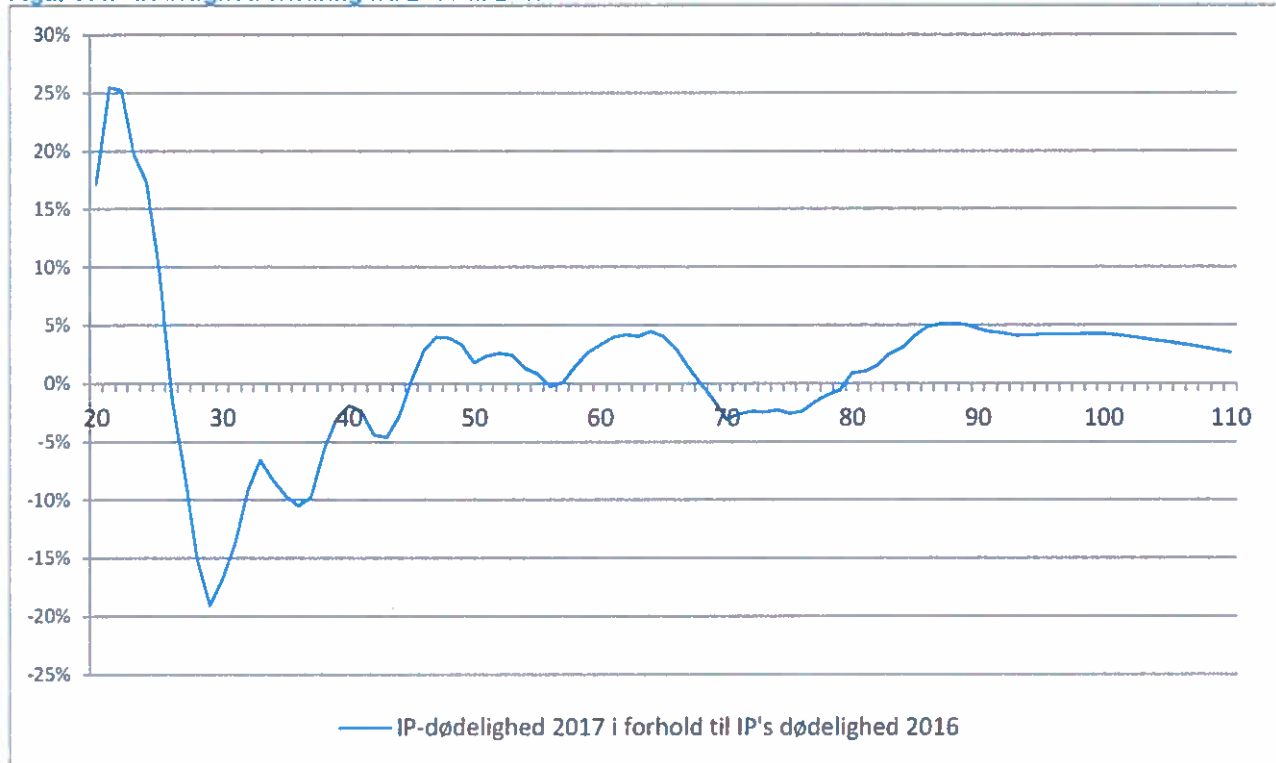
Figur 6 viser de to dødeligheder i diagram med logaritmisk skala og Figur 7 viser den procentvise ændring i dødeligheden fra 2016 til 2017.

I Figur 7 med procentvis ændring starter x-aksen først ved alder 20, da de store udsving i alder 0-19 ikke har nogen videre betydning i forhold til IP.

Figur 6. IP-dødelighed 2016 og 2017



Figur 7. IP-dødelighed ændring fra 2016 til 2017



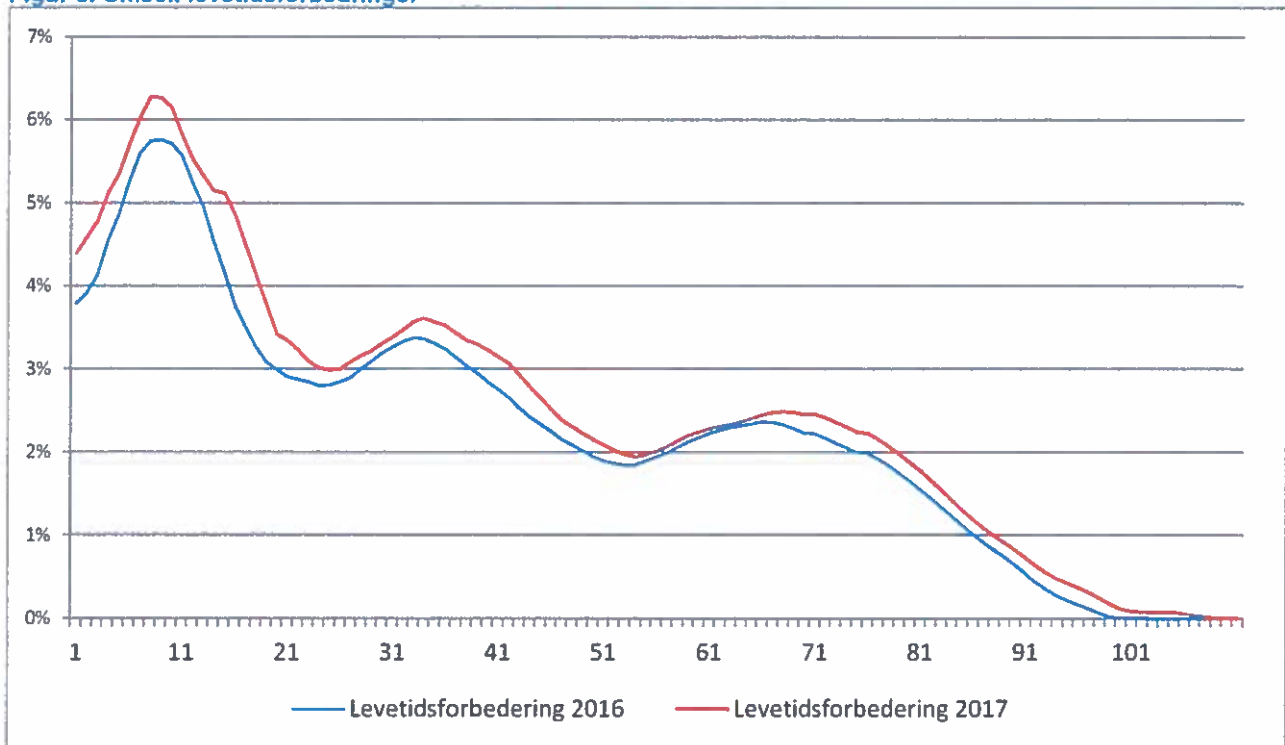
## Unisex levetidsforbedringer 2017

For at bestemme unisex levetidsforbedringer for IP i 2017 laves et vægtet gennemsnit af FT-benchmark offentliggjort i 2016 for levetidsforbedringer for hhv. mænd og kvinder. Som vægte er kønsfordelingen angivet i Tabel 5 brugt.

Unisex levetidsforbedringen er tabelleret i bilag 2.

I Figur 8 nedenfor sammenlignes levetidsforbedringerne, der er gældende i 2016, med den kønsvægtede levetidsforbedring gældende for 2017. Figuren viser en stigning i levetidsforbedringsfaktorerne, hvilket giver en forventning om større sandsynlighed for overlevelse blandt medlemmerne.

Figur 8. Unisex levetidsforbedringer



## Anvendelse af IP-dødelighed 2017 og unisex levetidsforbedringer 2017

Der indstilles til, at den estimerede dødelighed IP-dødelighed 2017 samt unisex levetidsforbedringer 2017, tabelleret i bilag 1 hhv. 2 anvendes fra 31. december 2016 i Industriens Pensions i markedsværdigrundlaget og tarifieringsgrundlaget for markedsrente.

## Supplerende figurer og betragtninger

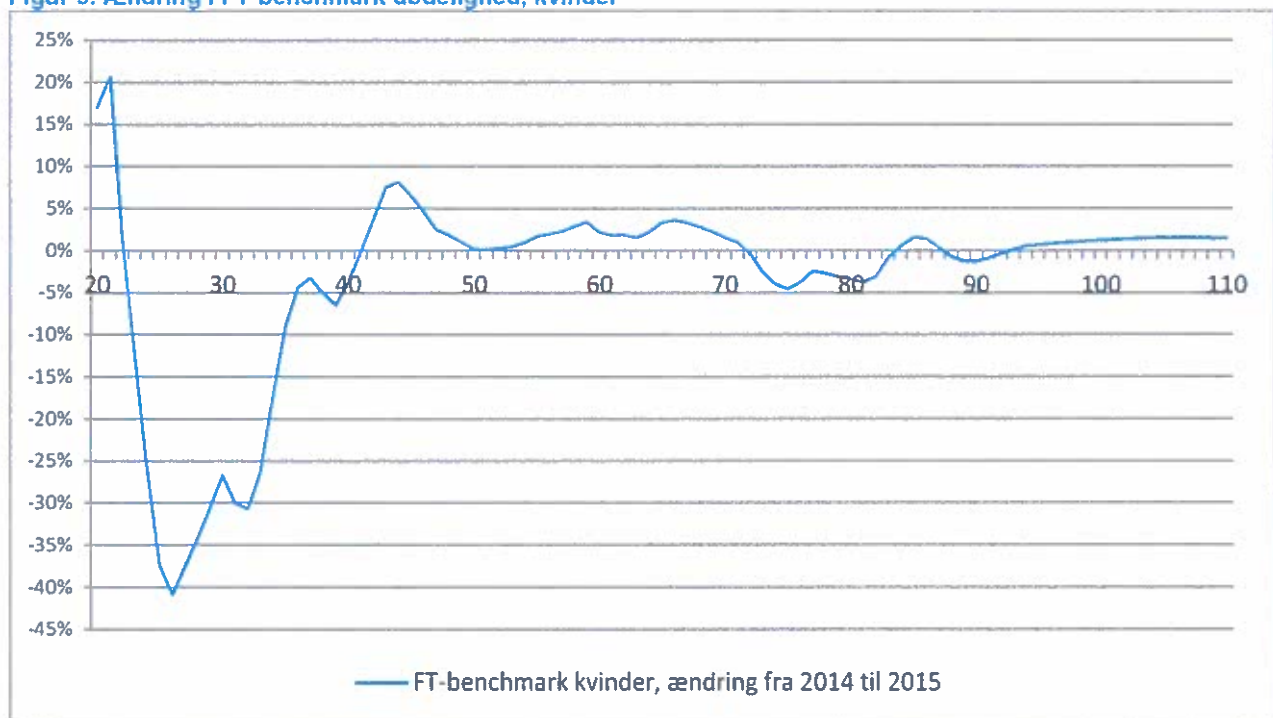
### Udvikling i Finanstilsynets benchmark

Nedenfor sammenlignes benchmark-dødeligheden i 2014 og 2015 for henholdsvis mænd og kvinder.

Dødeligheden for 2014 er fremskrevet med et års levetidsforbedringer.

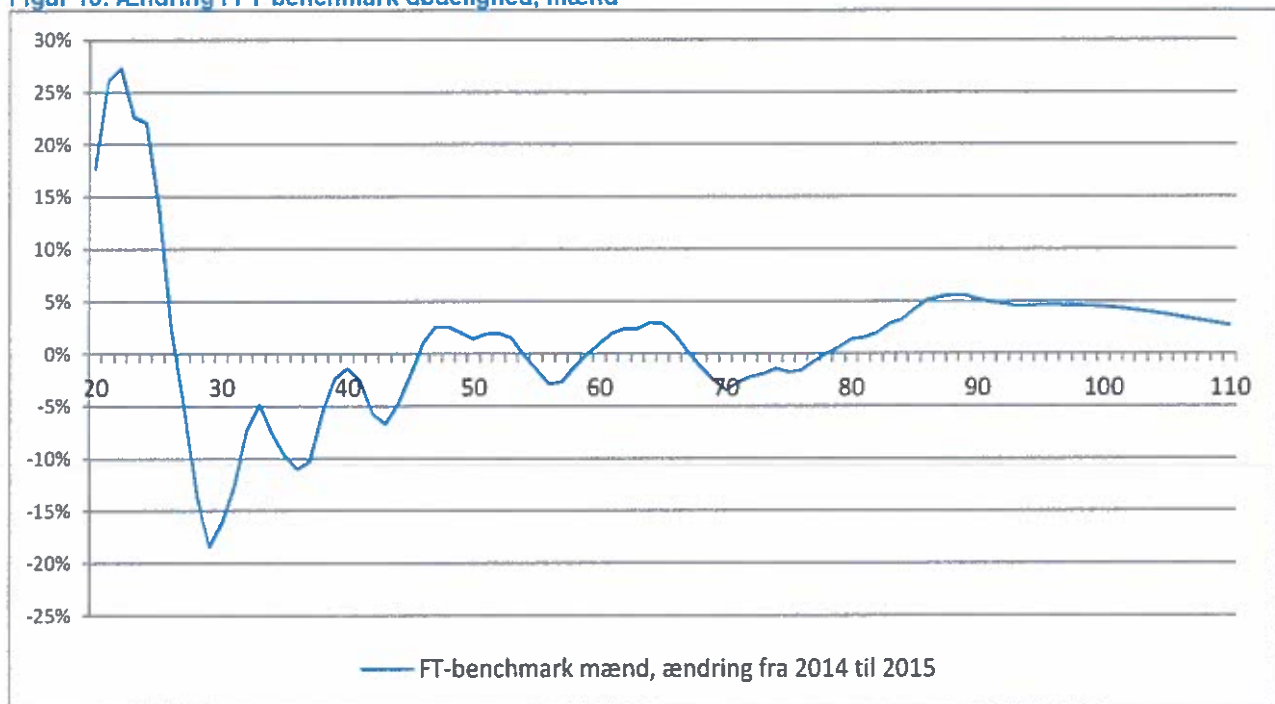
Det overordnede billede for både mænd og kvinder er at der er betydelige ændringer indtil 40års alderen. Herefter er der kun ret små udsving. Da dødeligheden for de under 40-årige er lille betyder selv ret store udsving dog ikke så meget.

Figur 9. Ændring i FT-benchmark dødelighed, kvinder





Figur 10. Ændring i FT-benchmark dødelighed, mænd



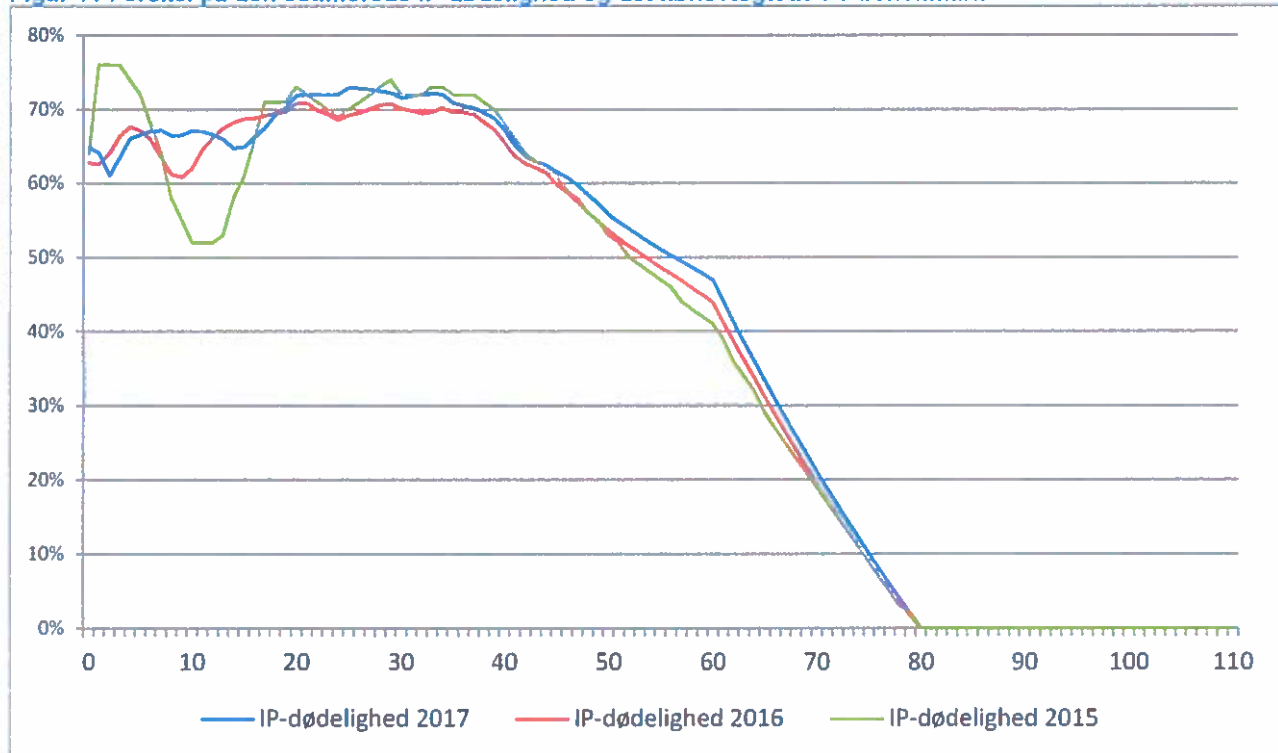
### Sammenligning mellem FT-benchmark og modeldødelighed

I Figur 5 er modeldødeligheden (IP-dødelighed 2017) sammenlignet med en unisex version af FT's benchmark, hvor der er vægtet med de samme kønsvægte, som er anvendt til at finde modeldødeligheden.

Figur 5 kan godt snyde lidt, fordi den er logaritmisk. Figur 11 illustrerer forskellen i procent mellem IP's dødelighed og det kønsvægtede FT-benchmark.

De tilsvarende forskelle mellem IP-dødelighed 2016 og 2015 og de tilhørende kønsvægtede FT-benchmark er også plottet ind i figuren.

Figur 11 Forskel på den estimerede IP-dødelighed og det kønsvægtede FT-benchmark



Som det fremgår af figuren er der ikke den store forskel i hvordan IP's modeldødelighed ligger i forhold til FT-benchmark år for år. Det skal dog siges at en treårig periode heller ikke er ret lang tid at observere over.

### **Unisex levetidsforbedringer 2017**

I bilag 2 findes levetidsforbedringerne omsat til en unisex levetidsforbedring, hvor der er anvendt samme kønsvægt som ved dødeligheden.

Skrevet af: Henning R. Christensen, november 2016

## Bilag 1. Unisex model dødelighed for 2017

alder	fødselsår	dødelighed
0	2017	0,00599993
1	2016	0,00017614
2	2015	0,00014164
3	2014	0,00012807
4	2013	0,00013324
5	2012	0,00012335
6	2011	0,00011242
7	2010	0,00010015
8	2009	0,00009278
9	2008	0,00008969
10	2007	0,00009427
11	2006	0,00010472
12	2005	0,00011799
13	2004	0,00013295
14	2003	0,00014678
15	2002	0,00016984
16	2001	0,00020568
17	2000	0,00025014
18	1999	0,00031083
19	1998	0,00037797
20	1997	0,00044602
21	1996	0,00049754
22	1995	0,00053663
23	1994	0,00054328
24	1993	0,00053394
25	1992	0,00052414
26	1991	0,00048147
27	1990	0,00044764
28	1989	0,00043479
29	1988	0,00043066
30	1987	0,00043609
31	1986	0,00047152
32	1985	0,00049931
33	1984	0,00053303
34	1983	0,00058318
35	1982	0,00061326
36	1981	0,00066044

alder	fødselsår	dødelighed
37	1980	0,00073126
38	1979	0,00078873
39	1978	0,00083501
40	1977	0,00089880
41	1976	0,00095969
42	1975	0,00104945
43	1974	0,00119295
44	1973	0,00137833
45	1972	0,00155169
46	1971	0,00174832
47	1970	0,00193474
48	1969	0,00212268
49	1968	0,00233587
50	1967	0,00258389
51	1966	0,00291728
52	1965	0,00327428
53	1964	0,00369830
54	1963	0,00412215
55	1962	0,00455716
56	1961	0,00500455
57	1960	0,00550401
58	1959	0,00606993
59	1958	0,00671263
60	1957	0,00748529
61	1956	0,00820694
62	1955	0,00893102
63	1954	0,00961752
64	1953	0,01030269
65	1952	0,01111973
66	1951	0,01173493
67	1950	0,01245901
68	1949	0,01332006
69	1948	0,01421720
70	1947	0,01558656
71	1946	0,01695080
72	1945	0,01836965
73	1944	0,01997135

alder	fødselsår	dødelighed
74	1943	0,02199734
75	1942	0,02466464
76	1941	0,02723192
77	1940	0,03056739
78	1939	0,03441920
79	1938	0,03871912
80	1937	0,04415522
81	1936	0,05085679
82	1935	0,05850650
83	1934	0,06760466
84	1933	0,07751783
85	1932	0,08902330
86	1931	0,10219385
87	1930	0,11660261
88	1929	0,13267730
89	1928	0,15067052
90	1927	0,16992305
91	1926	0,19116324
92	1925	0,21453438
93	1924	0,23950518
94	1923	0,26670073
95	1922	0,29590826
96	1921	0,32693463
97	1920	0,35959700
98	1919	0,39364588
99	1918	0,42872140
100	1917	0,46427468
101	1916	0,49997832
102	1915	0,53564926
103	1914	0,57088977
104	1913	0,60554414
105	1912	0,63938800
106	1911	0,67192678
107	1910	0,70292244
108	1909	0,73340470
109	1908	0,76170095
110	1907	0,78773189

## Bilag 2. Unisex levetidsforbedringer 2017

alder	levetidsforbedring
0	0,04391055
1	0,04580864
2	0,04773076
3	0,05122487
4	0,05352560
5	0,05697268
6	0,06030072
7	0,06272235
8	0,06265513
9	0,06148932
10	0,05810301
11	0,05515001
12	0,05324675
13	0,05147010
14	0,05112963
15	0,04855611
16	0,04493821
17	0,04131048
18	0,03768761
19	0,03416036
20	0,03339609
21	0,03227407
22	0,03093136
23	0,03008010
24	0,02987628
25	0,02999492
26	0,03082515
27	0,03162705
28	0,03218615
29	0,03304430
30	0,03383856
31	0,03475213
32	0,03570864
33	0,03609256
34	0,03563655
35	0,03520574
36	0,03429294

alder	levetidsforbedring
37	0,03344876
38	0,03300186
39	0,03226193
40	0,03144681
41	0,03063811
42	0,02931972
43	0,02781754
44	0,02651372
45	0,02518214
46	0,02384587
47	0,02301656
48	0,02223004
49	0,02152616
50	0,02087938
51	0,02022128
52	0,01968953
53	0,01942169
54	0,01965069
55	0,02005781
56	0,02063516
57	0,02130791
58	0,02198767
59	0,02239915
60	0,02276413
61	0,02308549
62	0,02331176
63	0,02362981
64	0,02402884
65	0,02449003
66	0,02476333
67	0,02485951
68	0,02476346
69	0,02454543
70	0,02454375
71	0,02411304
72	0,02358919
73	0,02302722

alder	levetidsforbedring
74	0,02237528
75	0,02227592
76	0,02153344
77	0,02069927
78	0,01977808
79	0,01878373
80	0,01776549
81	0,01662585
82	0,01547083
83	0,01424401
84	0,01301719
85	0,01187812
86	0,01083872
87	0,00993021
88	0,00906187
89	0,00816654
90	0,00725121
91	0,00628272
92	0,00541006
93	0,00470227
94	0,00417326
95	0,00366760
96	0,00306845
97	0,00240466
98	0,00171916
99	0,00111672
100	0,00082865
101	0,00077589
102	0,00075411
103	0,00079400
104	0,00073449
105	0,00052172
106	0,00033710
107	0,00017915
108	0,00007201
109	0,00005841
110	0,00004790