

Finanstilsynet
Gl. Kongevej 74 A
1850 Frederiksberg C

Anmeldelse af teknisk grundlag m.v.

I henhold til § 20, stk. 1, i lov om finansiel virksomhed skal det tekniske grundlag m.v. samt ændringer heri anmeldes til Finanstilsynet. Det skal anmeldes senest samtidig med, at grundlaget m.v. tages i anvendelse. I denne anmeldelse forstås ved forsikringsselskaber: livsforsikringsaktieselskaber, tværgående pensionskasser og filialer af udenlandske selskaber, der har tilladelse til at drive livsforsikringsvirksomhed efter § 11 i lov om finansiel virksomhed.

Brevdato

7. december 2012.

Forsikringsselskabets navn

Industriens Pensionsforsikring A/S.

Overskrift

Forsikringsselskabet angiver en præcis og sigende titel på anmeldelsen.

Anmeldelse af satser ved opgørelse af livsforsikringshensættelser til markedsværdi.

Resume

Resuméet skal give et fyldestgørende billede af anmeldelsen.

I markedsværdigrundlaget gældende for gennemsnitsrente fortages nedenstående ændringer:

- Dødeligheden justeres. Dødeligheden er fastsat med udgangspunkt i bestandsdata for 2007 til 2011 samt Finanstilsynets seneste benchmark for levetidsforudsætninger, jf. Finanstilsynets brev af 16. august 2012
- Omkostningsraten vedrørende fripolicydelen nedsættes til 360 kr. årligt.

Der vedlægges et opdateret bilag "Opgørelse af livsforsikringshensættelser til markedsværdi – 31. december 2012", hvor ændringerne er markeret, jf. afsnit 4.2.1, 4.3 og afsnit 4.6. Derudover vedlægges selve dødelighedsanalysen som bilag.

Lovgrundlaget

Det angives, hvilket/hvilke nr. i § 20, stk. 1, anmeldelsen vedrører.

Anmeldelsen vedrører § 20 nr. 6) grundlaget for beregning af livsforsikringshensættelser såvel for den enkelte forsikringsaftale som for selskabet som helhed.

Ikræfttrædelse

Dato for ikrafttrædelse angives.

31. december 2012.

Ændrer følgende tidligere anmeldte forhold

Forsikringsselskabet angiver, hvilken tidligere anmeldelse eller anmeldelser nuværende anmeldelse ophæver eller ændrer.

Markedsværdigrundlaget er senest anmeldt den 23. december 2011, som nu erstattes af denne anmeldelse. I forhold til den tidligere anmeldelse er dødeligheden og omkostningsraten ændret.

Anmeldelsens indhold med matematisk beskrivelse og gennemgang
Anmeldelsens indhold med analyser, beregninger m.v. på en så klar og præcis form, at de uden videre kan danne basis for en kyndig aktuars kontrolberegninger. Det skal oplyses, hvilken forsikringsklasse det anmeldte vedrører.

Dødelighed

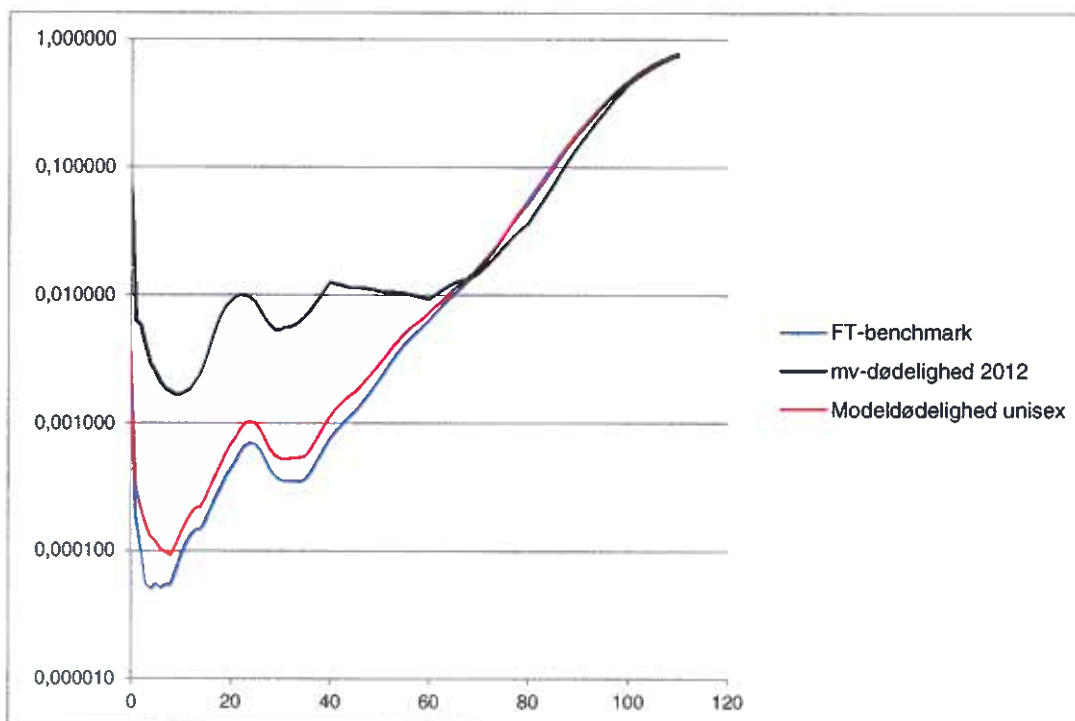
På baggrund af det af Finanstilsynet offentliggjorte benchmark for dødeligheden og levetidsforbedringer for mænd henholdsvis kvinder af 16. august 2012 har vi gennemført en dødelighedsanalyse med henblik på at fastsætte de dødsintensiteter inkl. fremtidige levetidsforbedringer, som skal bruges i opgørelsen af livsforsikringshensættelserne til markedsværdi for gennemsnitsrentebestanden.

Dødeligheden er fastsat på baggrund af den estimerede model-dødelighed som resultat af dødelighedsanalysen lavet på hele bestanden, dvs. både medlemmer på markedrente og på gennemsnitsrente. Den hidtidige anvendte dødelighed var kun baseret på restbestanden i gennemsnitsrente, som er en lille bestand med få observerede dødsfald. Det har givet nogle uforklarlige udsving i analyseresultaterne, og vi har derfor vurderet, at bestanden er for lille til at give troværdige resultater. Restbestanden i gennemsnitsrente har indtil for nylig været en del af den samlede bestand og kunne risikomæssigt fortsat ligeså godt have været en del heraf.

Vedrørende fremtidige levetidsforbedringer anvendes de af Finanstilsynet offentliggjorte satser af 16. august 2012. Dødeligheden inkl. fremtidige levetidsforbedringer er dermed afhængig af både alder og kalendertid.

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.

I figuren nedenfor gengives den estimerede model-dødelighed (rød), som nu anmeldes som gældende dødelighed, sammenholdt med Finanstilsynets benchmark-dødelighed (blå) og den hidtidige anmeldte model-dødelighed (sort).



Selve analysen med testresultater vedlægges som bilag til anmeldelsen.

Den nye dødsintensitet inkl. fremtidige levetidsforbedringer giver anledning til nedenstående forventede levealdre for en 20-årig (født 1993), 40-årig (født 1973), 60-årig (født 1953) og en 80-årig (født 1933):

Forventede levetider pr. 1. januar 2013				
Fødselsårgang:	1993	1973	1953	1933
Forventet levealder ved:				
20 år	85,2			
30 år	85,7			
40 år	85,9	84,0		
50 år	86,4	84,7		
60 år	87,2	85,8	84,1	
70 år	88,3	87,3	86,1	
80 år	90,2	89,6	89,0	88,4
90 år	94,4	94,3	94,1	94,0

I forhold til markedsværdigrundlaget "Opgørelse af livsforsikringshensættelser til markedsværdi" ændres afsnit 4.2.1, hvor dødeligheden er rettet.

I afsnit 4.6 findes dødsintensiteten og de fremtidige levetidsforbedringer tabelleret for hver alder. Derudover angives kønsvægtene.

Omkostninger

I afsnit 4.3. er omkostningssatsen for fripolicedelen nedsat fra 384 kr. til 360 kr. årligt.

Generelt

Anmeldelsen vedrører forsikringsklasse 1.

Redegørelse for de juridiske konsekvenser for forsikringstagerne

Forsikringsselskabet angiver de juridiske konsekvenser for forsikringstagerne. Er der ingen konsekvenser, anføres dette.

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

Redegørelse for de økonomiske konsekvenser for forsikringstagerne

Forsikringsselskabet angiver de økonomiske konsekvenser for forsikringstagerne. Er der ingen konsekvenser, anføres dette. Hvis anmeldelsen vedrører § 20, stk. 1, nr. 1 – 5, i lov om finansiel virksomhed skal der endvidere redegøres for at de anmeldte forhold er betryggende og rimelige. Redegørelsen skal endvidere overholde kravene i § 3.

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

Redegørelse for de juridiske konsekvenser for forsikringsselskabet

Forsikringsselskabet angiver de juridiske konsekvenser for forsikringsselskabet. Er der ingen konsekvenser, anføres dette. Kan alternativt anføres i "Redegørelse i henhold til § 4 stk. 4."

Der er ingen juridiske konsekvenser for forsikringsselskabet, da ændringerne kun vedrører de satser, som anvendes til opgørelse af de regnskabsmæssige hensættelser.

Redegørelse for de økonomiske og aktuarmæssige konsekvenser for forsikringsselskabet

Forsikringsselskabet angiver de økonomiske og aktuarmæssige konsekvenser for forsikringsselskabet. Er der ingen konsekvenser, anføres dette. Kan alternativt anføres i "Redegørelse i henhold til § 4 stk. 4."

Ændring af de nævnte satser i markedsværdigrundlaget påvirker de regnskabsmæssige livsforsikringshensættelser, men som nævnt kun for den del af medlemsbestanden, som er tilbage i

gennemsnitsrentemiljøet.

Den økonomiske effekt for selskabet vurderes ultimo september 2012 at medføre et fald i livsforsikringshensættelserne på ca. 280 mio. kr. og dermed en tilsvarende stigning i det kollektive bonuspotentiale.

For de garanterede ydelser henholdsvis garanterede fripoliceydelser er der tale om et fald på ca. 289 mio. kr., mens bonuspotentiale på fripoliceydelserne stiger med 6 mio. kr. Bonuspotentialet på fremtidige præmier påvirkes ikke.

Påvirkningen af livsforsikringshensættelserne skal ses i forhold til, at de samlede livsforsikringshensættelser, som er tilbage i gennemsnitsrentemiljøet, fortsat ligger på et niveau på 6 mia. kr.

Som tidligere nævnt estimeres dødeligheden på baggrund af hele bestanden i Industriens Pension og ikke kun på baggrund af den lille andel, som er på gennemsnitsrente. Ændringen giver en højere dødelighed i de høje aldre i forhold til dødeligheden anmeldt ultimo 2011 og er årsagen til faldet i livsforsikringshensættelsen. Det skal bemærkes, at hovedparten af medlemmerne i gennemsnitsrentebestanden er over 60, da det er en pensionistbestand.

Sidste år blev hensættelserne styrket på baggrund af den estimerede dødelighed for den lille bestand i gennemsnitsrente, hvor dødeligheden i de høje aldre endte under benchmarkdødeligheden – muligvis pga. påvirkning af den meget høje dødelighed i de unge aldre. Vi vurderer den nye dødelighed i højere grad afspejler den faktiske dødelighed.

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, har vi afprøvet begge metoder og opnår næsten identiske resultater. Vi har valgt at anvende den første metode, som den endelige.

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 være en vis usikkerhed tilknyttet satserne. Samtidig vurderer vi, at den økonomiske betydning ved at gøre vægtene tidsafhængige er af mindre betydning.

Navn

Angivelse af navn

Adm. direktør Laila Mortensen

Dato og underskrift

7. december 2012



Navn

Angivelse af navn

Ansvarshavende aktuar Rikke Francis

Dato og underskrift

7. december 2012



Navn

Angivelse af navn

Dato og underskrift

Bilag: Analyse af dødeligheden i Industriens Pension i forhold til Finanstilsynets benchmark

Med baggrund i Finanstilsynets brev af 19. maj 2011 og 24. april 2012 og i det opdaterede benchmark for levetidsforudsætninger af 16. august 2012, redegøres hermed for den statistiske analyse af bestandsdødeligheden i Industriens Pension.

Beskrivelse af data

Analysen er baseret på data fra hele bestanden i Industriens Pension for årene 2007 til 2011. Bestanden var ved udgangen af 3. kvartal 2012 på knap 400.000 medlemmer.

Industriens Pension er et ungt selskab og har kun få "gamle" medlemmer, idet de løbende alderspensioner har været under den skattemæssige konverteringsgrænse og derfor er udbetalt som engangsbeløb. Først inden for de sidste 5-6 år er pensionerne blevet så store, at medlemmerne er begyndt at blive i selskabet ved pensionering. Dødsfaldseksposeringen i de høje aldre er følgelig ganske lav.

Medlemmerne i Industriens Pension er hovedsageligt beskæftiget i fagområder med 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 1 viser medlemmernes fordeling på køn og alder pr. 1. oktober 2012.

Tabel 1

Alder	Kvinder	Mænd
ar	antal	antal
0-19	356	1.189
20-24	3.573	14.880
25-29	5.601	24.508
30-34	7.553	29.391
35-39	11.146	37.870
40-44	13.984	41.632
45-49	15.811	45.012
50-54	13.060	35.576
55-59	10.409	29.140
60-64	7.202	22.968
65-69	2.902	14.679
70-74	376	3.527
75-79	32	437
80-110	5	43

I perioden fra 2007 til 2011 udgør de observerede dødsfald:

- 5.011 mænd heraf var 7 over 80 år på dødsfaldstidspunktet
- 898 kvinder hvoraf ingen var over 80 år.

Resultater af de statistiske test

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

Mænd

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 595,18, som vurderet i en χ^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.

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 2,73, som vurderet i en χ^2 -fordeling med 1 frihedsgrad giver en accept af hypotesen (testsandsynligheden er 0,0985). Dvs. at β_3^M kan antages at være 0 og benchmark-dødeligheden for mænd over 80 år skal ikke korrigeres.

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 125,76, som vurderet i en χ^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 β_3^M kan antages at være 0, at β_1^M og β_2^M er signifikante med følgende parameter estimater (estimeret i en model, hvor $\beta_3^M = 0$)

Tabel 2: β 'er mænd

Parameter	Estimat
β_1^M	0,3278
β_2^M	0,2517
β_3^M	0

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 er givet en chisquare teststørrelse på 54,44, som vurderet i en χ^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 korrigere benchmark-dødeligheden i aldre over 80 år.

Testet giver en chisquare teststørrelse på 1,08, som vurderet i en χ^2 -fordeling med 1 frihedsgrad giver en accept af hypotesen (testsandsynligheden er 0,2997). Dvs. at β_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 regressorerne, 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 27,35, som vurderet i en χ^2 -fordeling med 1 frihedsgrader giver en forkastelse af hypotesen (testsandsynligheden er mindre end 0,0001).

På baggrund af disse tre tests fastslås det, at β_3^K kan antages at være 0, at β_1^K og β_2^K er signifikante med følgende parameter estimater (estimeret i en model, hvor $\beta_3^K = 0$)

Tabel 3: β 'er kvinder

Parameter	Estimat
β_1^K	-0,0357
β_2^K	0,2766
β_3^K	0

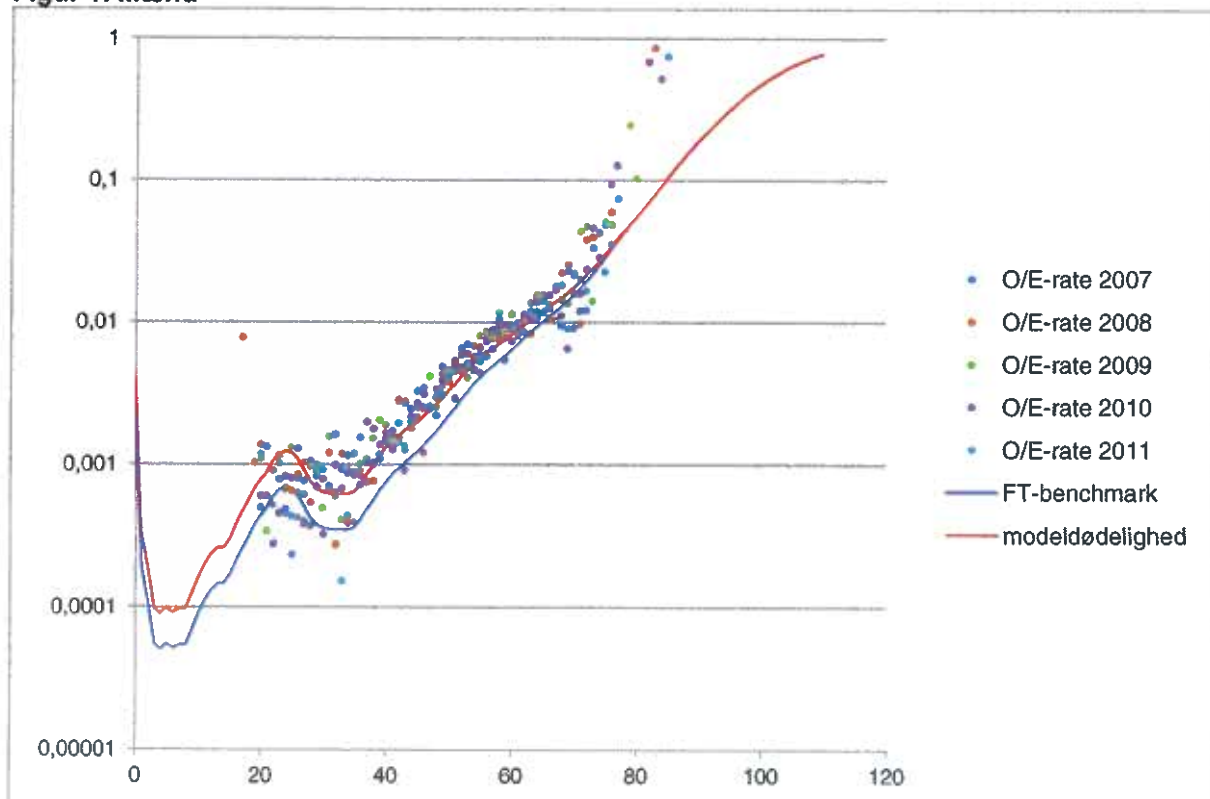
Grafisk fremstilling

I figurene nedenfor vises:

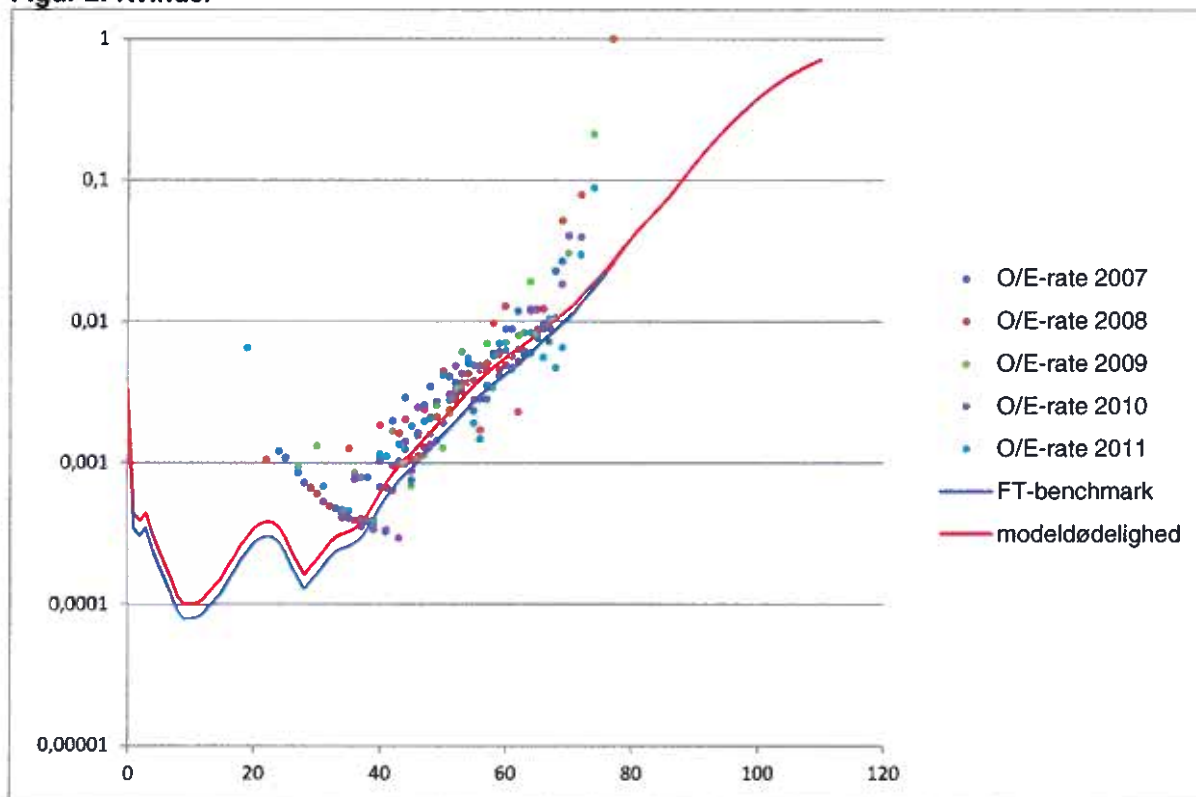
- Observerede dødsfald for de enkelte år (prikker, forskellig farve efter år)
- Finanstilsynets benchmark-dødelighed (FT-benchmark – blå kurve)
- Den estimerede model-dødelighed, jf. ovenfor (Modeldødeligheden – rød kurve)
- Anmeldte markedsværdidødelighed i Industriens Pension, (MV-dødelighed – sort kurve).

Bemærk den lodrette akse er logaritmisk. Af samme årsag kan observerede O/E-rater på 0 ikke illustreres.

Figur 1: Mænd



Figur 2: Kvinder



Unisex-grundlag

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-mv-grundlag.

I Industriens Pension har vi i første omgang opgjort dødeligheden efter begge metoder. Vi finder, at der er meget lille forskel på de fundne dødeligheder. Vi har så valgt at bruge de ved metode 1 fundne dødeligheder.

Fastsættelse af aldersafhængig kønsfordeling

Fælles for de to metoder er, at 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. 01-10-2012. Den fastsættes i 5-årige intervaller, for at eliminere tilfældige udsving i kønsfordelingen for enkelte årgange.

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

På basis af tallene i tabel 1 kan man således finde værdierne for w_x og $(1-w_x)$. Kønsfordelingen er tabelleret i Tabel 4.

Tabel 4: Aldersafhængig kønsfordeling

Alder	Andel kvinder (w)	Andel mænd (1-w)
0-19	0,23	0,77
20-24	0,19	0,81
25-29	0,19	0,81
30-34	0,20	0,80
35-39	0,23	0,77
40-44	0,25	0,75
45-49	0,26	0,74
50-54	0,27	0,73
55-59	0,26	0,74
60-64	0,24	0,76
65-69	0,17	0,83
70-74	0,10	0,90
75-79	0,07	0,93
80-110	0,10	0,90

Unisex-grundlag opgjort efter første metode

I den første metode tages de ovenfor fundne modeldødeligheder og fremskrives med to års levetidsforbedringer, så de er på 2013 niveau. De beregnede dødeligheder for hvert køn vægtes nu sammen med den aldersafhængige kønsvægt.

For k lig K og M

$$\mu_{x,2013}^k = (1 - LF_x^k)^{(2013-2011)} \exp(\beta_1^k r_1(x) + \beta_2^k r_2(x) + \beta_3^k r_3(x)) \mu_{x,2011}^{FT,k}$$

Nu findes så unisex dødeligheden

$$\mu_{x,2013} = w_x \cdot \mu_{x,2013}^K + (1 - w_x) \cdot \mu_{x,2013}^M$$

Den derved fundne dødelighed, som er den anmeldte dødelighed, er tabelleret i bilaget (Tabel 6).

Unisex-grundlag opgjort efter anden metode

I den anden metode antages det at β -parametrene er ens for kvinder og mænd.

Dermed har man flg. model

$$\mu_x^k = \exp(\beta_1^{unisex} r_1(x) + \beta_2^{unisex} r_2(x) + \beta_3^{unisex} r_3(x)) \mu_x^{FT,k}$$

Hvor k er lig hhv. K og M.

Ud fra denne model gennemføres nu testhierakiet svarende som beskrevet i Finanstilsynets brev af 19. maj 2011.

På baggrund af testen fastslås det, at β_3^{unisex} kan antages at være 0, at β_1^{unisex} og β_2^{unisex} er signifikante med følgende parameter estimater (estimeret i en model hvor $\beta_3^{unisex} = 0$)

Tabel 5

Parameter	Værdi
β_1^{unisex}	0,2753
β_2^{unisex}	0,2527
β_3^{unisex}	0

For at finde mv-dødeligheden bruges nu denne formel fra Finanstilsynets brev af 24. april 2012.

$$\mu_{x,2013} = \exp\left(\beta_1^{unisex}r_1(x) + \beta_2^{unisex}r_2(x) + \beta_3^{unisex}r_3(x)\right) \cdot (w_x\mu_{x,2013}^{FT,K} + (1 - w_x)\mu_{x,2013}^{FT,M})$$

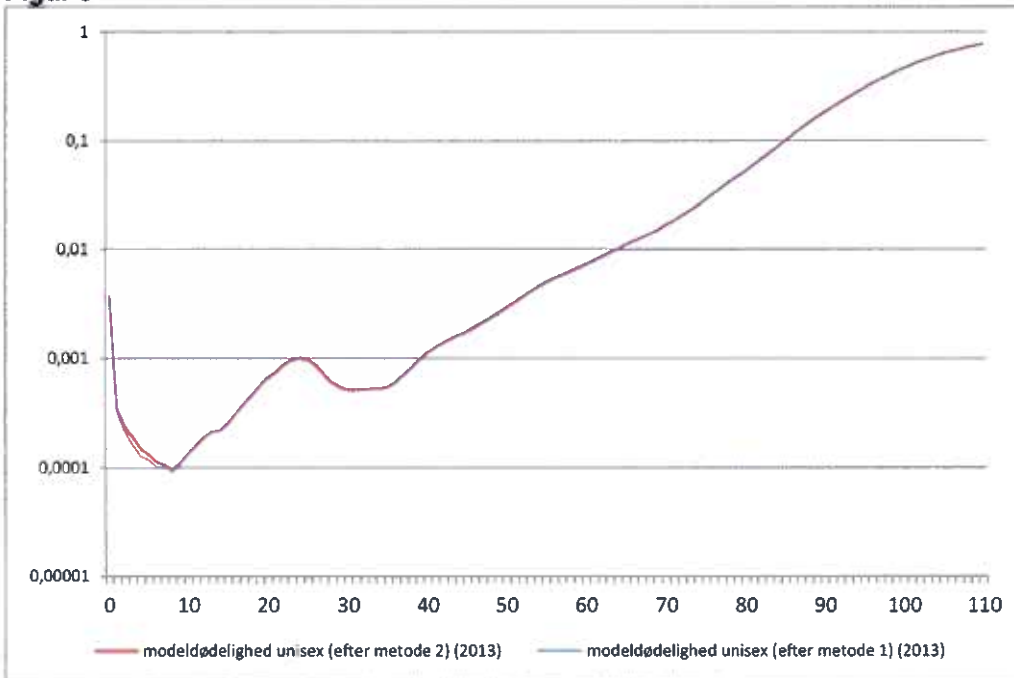
For at tage højde for at det er et mv-grundlag for 2013 tages Finanstilsynets benchmarkdødeligheder for 2011 og fremskrives med 2 års levetidsforbedringer.

Således at: $\mu_{2013}^{FT,k} = (1 - LF_x^k)^2 \mu_{2011}^{FT,k}$

Sammenligning af de to metoder

I figuren nedenfor ses mv-dødeligheden opgjort med de to metoder.

Figur 3



Som det fremgår af figuren er modeldødeligheden efter metode 1 og metode 2 meget ens. Der synes derfor ikke at være den store forskel på om man bruger metode 1 eller metode 2.

Unisex levetidsforbedringer

For at bestemme unisex levetidsforbedringer laves et vægtet gennemsnit af FT-benchmark for levetidsforbedringer for hhv. mænd og kvinder.

Som vægte benyttes kønsfordelingerne anført i Tabel 4.

Unisex levetidsforbedringen er tabelleret i Tabel 7 i bilaget.

Bilag

Tabel 6: Unisex modeldødelighed for 2013

alder	fodselsår	dødelighed
0	2013	0,00360443
1	2012	0,00032942
2	2011	0,00021789
3	2010	0,00016216
4	2009	0,00012911
5	2008	0,00011903
6	2007	0,00010362
7	2006	0,00009881
8	2005	0,00009207
9	2004	0,00010888
10	2003	0,00013488
11	2002	0,00016357
12	2001	0,00019223
13	2000	0,00021452
14	1999	0,00022033
15	1998	0,00025501
16	1997	0,00031695
17	1996	0,00038797
18	1995	0,00046762
19	1994	0,00056650
20	1993	0,00066960
21	1992	0,00075595
22	1991	0,00089114
23	1990	0,00099193
24	1989	0,00102493
25	1988	0,00099427
26	1987	0,00088600
27	1986	0,00073484
28	1985	0,00061827
29	1984	0,00055509
30	1983	0,00052597
31	1982	0,00052227
32	1981	0,00052640
33	1980	0,00053243
34	1979	0,00053580
35	1978	0,00054836
36	1977	0,00061122

alder	fodselsår	dødelighed
37	1976	0,00071330
38	1975	0,00083261
39	1974	0,00097708
40	1973	0,00112103
41	1972	0,00126080
42	1971	0,00137452
43	1970	0,00150705
44	1969	0,00162707
45	1968	0,00173974
46	1967	0,00191159
47	1966	0,00211732
48	1965	0,00232512
49	1964	0,00259625
50	1963	0,00290247
51	1962	0,00322050
52	1961	0,00363757
53	1960	0,00407140
54	1959	0,00450977
55	1958	0,00498330
56	1957	0,00542021
57	1956	0,00581543
58	1955	0,00623142
59	1954	0,00671020
60	1953	0,00727110
61	1952	0,00790620
62	1951	0,00856342
63	1950	0,00928552
64	1949	0,01002681
65	1948	0,01107661
66	1947	0,01191782
67	1946	0,01277044
68	1945	0,01376012
69	1944	0,01488533
70	1943	0,01660549
71	1942	0,01829349
72	1941	0,02026729
73	1940	0,02249138

alder	fodselsår	dødelighed
74	1939	0,02520845
75	1938	0,02879268
76	1937	0,03260023
77	1936	0,03689755
78	1935	0,04181317
79	1934	0,04692666
80	1933	0,05189921
81	1932	0,05902352
82	1931	0,06688008
83	1930	0,07578270
84	1929	0,08628810
85	1928	0,09859993
86	1927	0,11223502
87	1926	0,12770003
88	1925	0,14468637
89	1924	0,16249526
90	1923	0,18144169
91	1922	0,20184806
92	1921	0,22385788
93	1920	0,24769867
94	1919	0,27389277
95	1918	0,30195694
96	1917	0,33173422
97	1916	0,36296785
98	1915	0,39530898
99	1914	0,42837742
100	1913	0,46175291
101	1912	0,49512353
102	1911	0,52857154
103	1910	0,56168548
104	1909	0,59452535
105	1908	0,62675101
106	1907	0,65790449
107	1906	0,68777103
108	1905	0,71724668
109	1904	0,74495227
110	1903	0,77067862

Tabel 7: Unisex levetidsforbedringer

alder	levetidsforbedring	alder	levetidsforbedring	alder	levetidsforbedring
0	0,03712600	37	0,02132223	74	0,01501848
1	0,03882102	38	0,02059486	75	0,01482364
2	0,04084708	39	0,01931640	76	0,01434423
3	0,04472881	40	0,01821316	77	0,01385743
4	0,04733240	41	0,01729227	78	0,01329897
5	0,04983670	42	0,01639880	79	0,01261513
6	0,05196674	43	0,01596044	80	0,01171282
7	0,05143330	44	0,01597553	81	0,01082875
8	0,04855754	45	0,01594574	82	0,00987619
9	0,04581053	46	0,01579879	83	0,00892391
10	0,04223301	47	0,01557304	84	0,00801262
11	0,03735157	48	0,01523113	85	0,00722800
12	0,03509060	49	0,01487534	86	0,00652764
13	0,03267998	50	0,01469881	87	0,00583374
14	0,02992752	51	0,01474654	88	0,00511105
15	0,02766302	52	0,01501805	89	0,00445992
16	0,02589280	53	0,01546518	90	0,00383213
17	0,02357956	54	0,01616312	91	0,00325625
18	0,02205955	55	0,01684949	92	0,00299659
19	0,02177618	56	0,01745461	93	0,00271256
20	0,02155797	57	0,01809496	94	0,00248157
21	0,02191420	58	0,01855814	95	0,00211784
22	0,02237569	59	0,01876835	96	0,00151317
23	0,02280128	60	0,01894409	97	0,00085734
24	0,02304797	61	0,01890463	98	0,00034792
25	0,02344971	62	0,01869284	99	0,00011979
26	0,02404040	63	0,01853672	100	0,00027408
27	0,02470463	64	0,01829558	101	0,00075449
28	0,02509747	65	0,01860561	102	0,00113988
29	0,02563046	66	0,01823469	103	0,00154076
30	0,02590429	67	0,01778454	104	0,00166117
31	0,02580346	68	0,01724621	105	0,00159756
32	0,02542593	69	0,01670928	106	0,00153130
33	0,02457211	70	0,01699881	107	0,00146313
34	0,02358113	71	0,01650718	108	0,00140669
35	0,02289961	72	0,01597317	109	0,00135886
36	0,02207145	73	0,01548002	110	0,00131868



Opgørelse af livsforsikringshensættelser til markedsværdi

31. december 2012

**Industriens Pensionsforsikring A/S
VIR NR. 209763**

Indholdsfortegnelse

1.0	Beregninger på grundformsniveau	3
1.1	<i>Indledning</i>	3
1.2	<i>Definition af diverse variable.....</i>	3
1.3	<i>Værdien af de garanterede ydelser på grundformsniveau</i>	4
1.4	<i>Værdien af de garanterede fripolicydelser på grundformsniveau.....</i>	4
1.5	<i>Bonuspotentiale på fremtidige præmier på grundformsniveau</i>	4
1.6	<i>Bonuspotentiale på fripolicydelser på grundformsniveau</i>	5
2.0	Beregninger på policeniveau.....	6
2.1	<i>Forventede omkostninger til markedsværdi på policeniveau.....</i>	6
2.2	<i>Forventet fremtidigt omkostningstillæg på anden orden til markedsværdi på policeniveau</i>	7
2.3	<i>Forventet fremtidigt administrationsresultat til markedsværdi på policeniveau</i>	8
2.4	<i>Værdien af den retrospektive hensættelse på policeniveau</i>	8
2.5	<i>Værdien af de garanterede ydelser på policeniveau</i>	8
2.6	<i>Værdien af de garanterede fripolicydelser på policeniveau</i>	8
2.7	<i>Bonuspotentiale på præmien på policeniveau</i>	9
2.8	<i>Bonuspotentiale på fripolicydelser på policeniveau</i>	9
2.9	<i>Livsforsikringshensættelsen på policeniveau.....</i>	9
2.10	<i>Forhøjelse af bonuspotentiale på præmien på policeniveau.....</i>	10
2.11	<i>Forhøjelse af bonuspotentiale på fripolicydelser på policeniveau.....</i>	10
2.12	<i>Risikotillæg på policeniveau</i>	10
2.13	<i>Risikotillæg for garanteret genkøbsværdi</i>	11
3.0	Beregninger på bestandsniveau.....	12
4.0	BILAG: Sæts og parametre vedrørende livsforsikringshensættelser til markedsværdi.....	13
4.1	<i>Diskonteringsrente</i>	13
4.2	<i>Risikoelementer</i>	13
4.3	<i>Omkostningstillæg.....</i>	15
4.4	<i>Risikotillæg.....</i>	15
4.5	<i>Øvrige parametre.....</i>	16

1.0 Beregninger på grundformsniveau

1.1 Indledning

Livsforsikringshensættelser til markedsværdi opgøres for bonusberettigede forsikringer som summen af værdien af de garanterede ydelser, bonuspotentiale på fremtidige præmier og bonuspotentiale på fripolicydelser, jf. § 66, stk. 1-3 i Bekendtgørelse om finansielle rapporter for forsikringselskaber og tværgående pensionskasser af 16. december 2008 – herefter kaldet regnskabsbekendtgørelsen.

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.

Fastsættelsen af aktiver og passiver til markedsværdi tager udgangspunkt i principperne i bilaget *Beregning af aktiver og passiver til markedsværdi*, på basis af de satser og parametre som fremgår af bilaget *Satser og parametre vedrørende livsforsikringshensættelser til markedsværdi* sidst i dette bilag.

Disponeringen af årets realiserede resultat, der foretages efter den beregningsmæssige opgørelse, kan resultere i anvendelse af en del af bonuspotentialet på fripolicydelser, jf. § 7 og § 8 i Bekendtgørelse om kontributionsprincippet af 6. april 2010. Disponeringen foretages i henhold til selskabets anmeldte regler herfor og er således ikke omfattet af de her beskrevne principper.

1.2 Definition af diverse variable

RH(g)	Retrospektiv hensættelse. Svarer til kontoen på 2. orden for grundform g ultimo t-1 fra Liv.net.
P(g)	Bruttopræmie efter AMB, hørende til grundformen g. Dette er grundformens forventede bidrag med fradrag af gruppelevspræmier og præmier til syge- og ulykkesforsikring. Bruttopræmien er før træk af stykomkostninger og procentomkostninger. For bidragsfrit dækkede, hvilende medlemmer og aktuelle medlemmer anvendes en bruttopræmie på nul.
gy(g)	Den garanterede ydelse der gælder for grundform g (pensionstilsagnet).
gfy(g)	Den garanterede fripolicyydelse der gælder for grundform g (pensionstilsagnet). Beregnes som $gfy(g) = RH(g) / PAS(g)$, hvor $PAS(g)$ er 1. ordens passivet. For alle aktuelle samt afledte pensionister heraf, tvinges $gy(g)$ lig med $gfy(g)$ i alle måneder. Dette er nødvendigt for at undgå beregning af bonuspotentiale > 0 vedr. præmien for disse medlemmer. Det skyldes at ydelsen for aktuelle kun

tariffes årligt, hvormed bonus er indregnet i gfy(g) men ikke i gy(g).

PAS(g,mv) Passivet for grundform g, beregnet på markedsværdigrundlaget mv.

AKT(g,mv) Aktivet for grundform g, beregnet på markedsværdigrundlaget mv.

IBNR Hensættelser til dækning af fremtidige ydelser for allerede indtrufne, men endnu ikke anmeldte skader, jf. regnskabsbekendtgørelsens § 66, stk. 6. IBNR afsættes ud fra estimerede antal og et gennemsnitligt forventet reservespring i henhold til teknisk grundlag.

RBNS Hensættelser til dækning af fremtidige ydelser for allerede indtrufne skader, som er anmeldte, men endnu ikke færdigbehandlede, jf. regnskabsbekendtgørelsens § 66, stk. 6. RBNS opgøres ud fra de forventede reservespring på kendte døde og ud fra et gennemsnitligt forventet reservespring på kendte invalideansøgere i henhold til teknisk grundlag.

1.3 Værdien af de garanterede ydelser på grundformsniveau

Værdien af de garanterede ydelser for grundform g på markedsværdigrundlaget mv betegnes GY(g,mv). Værdien beregnes som kapitalværdien af de fremtidige garanterede ydelser fratrukket kapitalværdien af de fremtidige bruttopræmier på grundformen.

$$GY(g,mv) = gy(g) * PAS(g,mv) - 12 * P(g) * AKT(g,mv).$$

Bemærk, at kapitalværdien af alle fremtidige omkostninger først lægges til på policeniveau.

1.4 Værdien af de garanterede fripolicydelser på grundformsniveau

Værdien af de garanterede fripolicydelser for grundform g på markedsværdigrundlaget mv betegnes GFY(g,mv). Værdien beregnes som kapitalværdien af de fremtidige garanterede fripolicydelser.

$$GFY(g,mv) = gfy(g) * PAS(g,mv).$$

Bemærk, at kapitalværdien af fremtidige omkostninger vedrørende fripolicyen først lægges til på policeniveau.

1.5 Bonuspotentiale på fremtidige præmier på grundformsniveau

Bonuspotentiallet på fremtidig præmie for grundform g på markedsværdigrundlaget mv betegnes BP(g,mv).

$$BP(g,mv) = GFY(g,mv) - GY(g,mv).$$

1.6 Bonuspotentialer på fripolicydelsen på grundformsniveau

Bonuspotentialer på fripolicydelsen for grundform g på markedsværdigrundlaget mv betegnes $BF(g,mv)$.

$$BF(g,mv) = RH(g) - GFY(g,mv).$$

2.0 Beregninger på policeniveau

I dette afsnit beskrives de størrelser der skal beregnes på policeniveau samt summeringer fra grundformsniveau til policeniveau.

Det skal specielt bemærkes at summation og maksimeringer af en polices grundformsspecifikke størrelser omfatter både eventuelle og aktuelle grundformer, men **ikke** omfatter aktuelle grundformer tilhørende afledte pensionister som er knyttet til hovedpolicen. I markedsværdisammenhæng lever afledte pensionister deres eget liv og skal behandles som om de udgjorde deres egen police. Dette kan også udtrykkes ved at summeringer og maksimeringer skal foretages **pr. ydelsesmodtager**.

2.1 Forventede omkostninger til markedsværdi på policeniveau

De forventede markedsværdiomkostninger $OMK-M(p,mv)$ er et udtryk for den forventede kontantværdi af fremtidige omkostninger på policen. $OMK-M(p,mv)$ beregnes kun på policeniveau og ikke på grundformsniveau. Omkostningerne kan splittes op i to dele, én del vedr. friplicedelen af policen og én del vedr. den fremtidige præmie, således at:

$$OMK-M(p,mv) = OMK-M-FRI(p,mv) + OMK-M-PR(p,mv),$$

hvor

$$OMK-M-FRI(p,mv) = \text{omk-fri}(p) * \\ [PAS(210,mv) * 1_{\{Policen indeholder en livsvarig livrentegrundform\}} \\ + PAS(215, MUA, mv) * 1_{\{Policen indeholder ikke en livsvarig livrentegrundform\}}],$$

og

$$OMK-M-PR(p,mv) = \text{omk-pr}(p) * AKT(MPO,mv) * \\ 1_{\{Policen har Status="Bidragsbetalende" OG \sum P(g) > 0 \}}.$$

$PAS(210,mv)$ er en straksbegyndende livsvarig livrente, og $PAS(215, MUA, mv)$ er en ophørende livrente med udløbsalder MUA .

MUA for en eventuel police beregnes som den største af policens eventuelle grundformers udløbsaldre og risikoudløbsaldre.

MUA for en aktuel police beregnes som ydelsesmodtagerens alder når den sidste af policens aktuelle grundformer ophører. Bemærk, at ydelsesmodtageren kan være en afledt pensionist.

MPO for en eventuel police beregnes som det største bidragsophør på policens eventuelle grundformer.

Omkostningssatserne $omk-fri(p)$ og $omk-pr(p)$ ses i bilaget *Satser og parametre vedrørende livsforsikringshensættelser til markedsværdi* sidst i dette bilag.

Til senere brug for beregning af risikotillæg skal omkostningerne på policeniveau opdeles efter tegningsgrundlag $m=grl1, grl2$. Dette sker forholdsmæssigt ud fra tegningsgrundlagenes præmie og retrospektive hensættelse. Opgørelsen skal ske på en række særskilte markedsværditariffer $tx(m)$, $x=1, 2$ og $m=grl1, grl2$ (se afsnittet om beregning af risikotillæg):

$$OMK-M-FRI(p,m,tx(m)) = (\sum_{g:g \in m} RH(g)) * OMK-M-FRI(p, tx(m)) / VRH(p),$$

for $x=1, 2$ og $m=grl1, grl2$ hvis $VRH(p) > 0$.

Ellers er

$$OMK-M-FRI(p,m,tx(m)) = 0.$$

Bemærk, at det skal gælde at $(\sum_m \sum_{g:g \in m} RH(g)) = VRH(p)$.

$$OMK-M-PR(p,m, tx(m)) = (\sum_{g:g \in m} P(g)) * OMK-M-PR(p, tx(m)) / \sum P(g),$$

for $x=1, 2$ og $m=grl1, grl2$ hvis $\sum P(g) > 0$.

Ellers er $OMK-M-PR(p,m, tx(m)) = 0$.

Bemærk, at det skal gælde at $(\sum_m \sum_{g:g \in m} P(g)) = \sum P(g)$.

$$OMK-M(p,m, tx(m)) = OMK-M-FRI(p,m,tx(m)) + OMK-M-PR(p,m, tx(m)),$$

for $x=1, 2$ og $m=grl1, grl2$.

2.2 Forventet fremtidigt omkostningstillæg på anden orden til markedsværdi på policeniveau

Det forventede fremtidige omkostningstillæg på anden orden til markedsværdi $OMK-M-FRI2(p,mv)$ er et udtryk for den forventede kontantværdi af de omkostningstillæg, der betales på policen:

$$OMK-M-FRI2(p,mv) = OMKSTKP(2) * AKT(MPO,mv) * 1_{\{Policen \text{ har Status}="Bidragsbetalende" \text{ eller "Bidragsfrit dækket"}\}}.$$

Omkostningssatsen $OMKSTKP(2)$ er anmeldt særskilt som 2. ordens sats til teknisk grundlag.

2.3 Forventet fremtidigt administrationsresultat til markedsværdi på policeniveau

Det forventede fremtidige administrationsresultat $ADMRES(p,mv)$ beregnes som forskellen mellem omkostningstillæggene og den forventede udgift til fremtidig administration. $ADMRES(p,mv)$ beregnes kun på policeniveau og ikke på grundformsniveau. Er resultatet negativt sættes det til 0.

$$ADMRES(p,mv) = \text{MAKS}[0 ; \text{OMK-M-FRI2}(p,mv) - \text{OMK-M}(p,mv)].$$

2.4 Værdien af den retrospektive hensættelse på policeniveau

Værdien af den retrospektive hensættelse på policeniveau findes ved at summere de retrospektive hensættelser for de enkelte grundformer. Beregnes som:

$$VRH(p) = \sum RH(g).$$

2.5 Værdien af de garanterede ydelser på policeniveau

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

$$GY(p,mv) = \sum GY(g,mv) + \text{OMK-M}(p,mv).$$

Til senere brug for beregning af risikotillæg skal GY for policen beregnes ved at gruppere policens grundformer efter tegningsgrundlag og for hvert tegningsgrundlag beregne GY opgjort på en række særskilte markedsværditariffer $tx(m)$, $x=1, 2$ og $m= \text{grl1}, \text{grl2}$ (se afsnittet om beregning af risikotillæg).

$$GY(p,m,tx(m)) = \sum_{g:g \in m} GY(g,tx(m)) + \text{OMK-M}(p,m,tx(m)), \text{ for } x=1, 2 \text{ og } m= \text{grl1}, \text{grl2}.$$

2.6 Værdien af de garanterede fripolicydelser på policeniveau

Værdien af de garanterede fripolicydelser på policeniveau findes ved at summere de garanterede fripolicydelser for de enkelte grundformer og hertil lægge de forventede omkostninger på policeniveau:

$$GFY(p,mv) = \sum GFY(g,mv) + \text{OMK-M-FRI}(p,mv).$$

Til senere brug for beregning af risikotillæg skal GFY for policen beregnes ved at gruppere policens grundformer efter tegningsgrundlag og for hvert tegningsgrundlag beregne GFY opgjort på en række særskilte markedsværditariffer $tx(m)$, $x=1, 2$ og $m= \text{grl1}, \text{grl2}$.

$GFY(p,m,tx(m)) = \sum_{g: g \in m} GFY(g,tx(m)) + OMK-M-FRI(p,m,tx(m))$, for $x=1, 2$ og $m=grl1, grl2$.

2.7 Bonuspotentiale på præmien på policeniveau

Bonuspotentiallet på præmien på policeniveau findes ved at trække $GY(p,mv)$ fra $GFY(p,mv)$. Hvis denne er negativ, sættes den lig med 0. Beregnes som:

$BP(p,mv) = \text{MAKS}[0 ; GFY(p,mv) - GY(p,mv)]$.

Til senere brug for beregning af risikotillæg skal BP for policen beregnes ud fra $GY(p,m,tx(m))$ og $GFY(p,m,tx(m))$, for $x=1, 2$ og $m=grl1, grl2$:

$BP(p,tx) = \text{MAKS}[0 ; \sum_m GFY(p,m,tx(m)) - \sum_m GY(p,m,tx(m))]$, for $x=1, 2$.

Her er $tx = (tx(grl1), tx(grl2))$, for $x = 1, 2$

2.8 Bonuspotentiale på fripolicen på policeniveau

Bonuspotentiallet på fripolicen på policeniveau findes ved at trække $\text{MAKS}[GY(p,mv) ; GFY(p,mv)]$ fra $VRH(p)$ fratrukket en andel af administrationsresultatet til markedsværdi. Hvis potentiallet er negativt, sættes det lig med 0.

$BF(p,mv) = \text{MAKS}[0 ; VRH(p) - (1-\text{ssh}(fri,gk)) * \text{ADMRES}(p,mv) - \text{MAKS}[GY(p,mv) ; GFY(p,mv)]]$.

Her betegner $\text{ssh}(fri,gk)$ sandsynligheden for at forsikringen omskrives til fripolice eller tilbagekøbes.

Satsen $\text{ssh}(fri,gk)$ ses i bilaget *Satser og parametre vedrørende livsforsikringshensættelser til markedsværdi*.

Til senere brug for beregning af risikotillæg skal BF for policen beregnes ud fra $GY(p,m,tx(m))$ og $GFY(p,m,tx(m))$, for $x=1, 2$ og $m=grl1, grl2$:

$BF(p,tx) = \text{MAKS}[0 ; VRH(p) - (1-\text{ssh}(fri,gk)) * \text{ADMRES}(p,mv) - \text{MAKS}[\sum_m GY(p,m,tx(m)); \sum_m GFY(p,m,tx(m))]]$, for $x=1, 2$.

Her er $tx = (tx(grl1), tx(grl2))$, for $x = 1, 2$

2.9 Livsforsikringshensættelsen på policeniveau

Livsforsikringshensættelsen på policeniveau beregnes som summen af $GY(p,mv)$, $BP(p,mv)$ og $BF(p,mv)$, dvs

$$LH(p,mv) = GY(p,mv) + BP(p,mv) + BF(p,mv).$$

Som kontrol heraf beregnes LH(p,mv) efter følgende alternative formel:

$$LH(p,mv) = \text{MAKS}[VRH(p) - (1 - \text{ssh}(\text{fri}, \text{gk})) * \text{ADMRES}(p,mv) ; \text{GFY}(p,mv) ; GY(p,mv)].$$

Til senere brug for beregning af risikotillæg skal LH for policen beregnes ud fra $GY(p,m,tx(m))$, $x=1, 2$ og $m=\text{grl1}, \text{grl2}$ samt $BP(p,tx)$ og $BF(p,tx)$, $x=1, 2$:

$$LH(p,tx) = [\sum_m GY(p,m,tx(m))] + BP(p,tx) \text{ og } BF(p,tx), \text{ for } x=1, 2.$$

Her er $tx = (tx(\text{grl1}), tx(\text{grl2}))$, for $x = 1, 2$

Som kontrol heraf beregnes LH(p,tx) efter følgende alternative formel:

$$LH(p,tx) = \text{MAKS}[VRH(p) - (1 - \text{ssh}(\text{fri}, \text{gk})) * \text{ADMRES}(p,mv) ; \sum_m \text{GFY}(p,m,tx(m)) ; \sum_m GY(p,m,tx(m))], \text{ for } x=1, 2.$$

2.10 Forhøjelse af bonuspotentiale på præmien på policeniveau

$$\text{NOTE1}(p,mv) = - \text{MIN}[0 ; \text{GFY}(p,mv) - GY(p,mv)]$$

2.11 Forhøjelse af bonuspotentiale på fripolice på policeniveau

$$\text{NOTE2}(p,mv) =$$

$$- \text{MIN}[0 ; VRH(p) - (1 - \text{ssh}(\text{fri}, \text{gk})) * \text{ADMRES}(p,mv) - \text{MAKS}[GY(p,mv) ; \text{GFY}(p,mv)]]$$

2.12 Risikotillæg på policeniveau

I henhold til regnskabsbekendtgørelsen skal vi for hver police beregne et risikotillæg. Modellen for beregning af risikotillægget er som følger:

Tariffen mv betragtes som et udtryk for bedste skøn. Den usikkerhed, der knytter sig til fastsættelsen af mv defineres ved de alternative markedsværditariffer $tx(m)$, for $x=1, 2$ og $m=\text{grl1}, \text{grl2}$. Usikkerheden er altså beskrevet ved de 4 tariffer $t1(\text{grl1})$, $t1(\text{grl2})$ og $t2(\text{grl1})$, $t2(\text{grl2})$. Når vi vælger at lade tegningsgrundlag indgå ved fastsættelsen usikkerheden skyldes det, at risikotillæggenes størrelse afhænger af tegningsgrundlaget og de garantier, der er knyttet dertil.

Risikotillægget for værdien af de garanterede fripoliceydelse beregnes som:

$$RT\text{-GFY}[p,mv,tx(m), x=1, 2; m=\text{grl1}, \text{grl2}] =$$

$$\text{MAKS}[\text{GFY}(p,mv) ; \sum_m \text{GFY}(p,m,t1(m)) ; \sum_m \text{GFY}(p,m,t2(m))] - \text{GFY}(p,mv).$$

Lad t^{\wedge} betegne den tarif/tarifsæt, der giver det største led i MAKS-udtrykket ovenfor. Dvs. t^{\wedge} kan have følgende værdier:

- $t^{\wedge} = mv$
- $t^{\wedge} = (t^{\wedge}(gr11), t^{\wedge}(gr12)) = (t1(gr11), t1(gr12))$
- $t^{\wedge} = (t^{\wedge}(gr11), t^{\wedge}(gr12)) = (t2(gr11), t2(gr12))$

Hermed kan vi beregne:

$$RT-GY(p, mv, t^{\wedge}) = \sum_m GY(p, m, t^{\wedge}(m)) - GY(p, mv)$$

$$RT-LH(p, mv, t^{\wedge}) = LH(p, t^{\wedge}) - LH(p, mv).$$

Det er altså ændringen i GFY, der fastlægger det samlede risikotillæg på policen RT-LH.

2.13 Risikotillæg for garanteret genkøbsværdi

Risikotillægget for garanteret genkøbsværdi fastsættes som en andel, $ssh(gk)$, af forskellen mellem den for hver police garanterede genkøbsværdi og den beregnede livsforsikringshensættelse med tillæg af risikotillægget for policen.

$$TV(p, mv, t^{\wedge}) = ssh(gk) * MAKS[0 ; k*VRH(p) - (LH(p, mv) + RT-LH(p, mv, t^{\wedge}))]$$

I praksis vil $TV(p, mv, t^{\wedge})$ altid være lig med 0, undtagen i de situationer, hvor vi har lånt af bonuspotentiallet på fripolicen.

Satsen k er anmeldt særskilt som sats til teknisk grundlag, og $k*VRH(p)$ udtrykker forsikringsværdi.

Satsen $ssh(gk)$ ses i bilaget *Satser og parametre vedrørende livsforsikringshensættelser til markedsværdi*.

3.0 Beregninger på bestandsniveau

Værdien af de garanterede ydelser på bestandsniveau bestemmes herefter, jf. regnskabsbekendtgørelsens § 66, stk. 1 med tillæg efter stk. 5 og 6 samt risikotillæg jf. nr. 48 og 54 i regnskabsbekendtgørelsens bilag 1 som:

$$GY = \sum [GY(p,mv) + TV(p, mv, t^{\wedge}) + RT-LH(p,mv,t^{\wedge})] + IBNR + RBNS.$$

Bonuspotentiallet på præmien på bestandsniveau bestemmes som:

$$BP = \sum BP(p,mv).$$

Bonuspotentiallet på fripolicyen på bestandsniveau bestemmes som:

$$BF = \sum BF(p,mv).$$

Livsforsikringshensættelsen på bestandsniveau bestemmes herefter som:

$$LH = GY + BP + BF.$$

Forhøjelse af bonuspotentiallet på præmien på bestandsniveau bestemmes som:

$$NOTE1 = \sum NOTE1(p,mv).$$

Forhøjelse af bonuspotentiallet på fripolicyen på bestandsniveau bestemmes som:

$$NOTE2 = \sum NOTE2(p,mv).$$

Summeringen sker i alle tilfælde over alle policer i bestanden.

---oo0oo---

Anmeldt til Finanstilsynet den 7. december 2012 og erstatter anmeldelse 23. december 2011. Anmeldelsen omfatter også bilaget.

4.0 BILAG: Sæts og parametre vedrørende livsforsikringshensættelser til markedsværdi

Beregning af værdien af de garanterede ydelser, bonuspotentialer på fremtidige præmier og bonuspotentialer på fripolicydelser baseres på forudsætninger om rente, risiko og omkostninger i henhold til regnskabsbekendtgørelsens § 66, stk. 4.

Nedenstående sæts og parametre er gældende indtil andet anmeldes.

4.1 Diskonteringsrente

Diskonteringsrenten fastsættes som beskrevet i bilag 8 til regnskabsbekendtgørelsen, punkt 5 fra 1. januar 2009.

Diskonteringsrenterne på den sidste hverdag i en regnskabsperiode anvendes.

Diskonteringsrenterne opgøres med 2 decimaler.

4.2 Risikoelementer

Risikoelementerne er baseret på unisex svarende til teknisk grundlag.

4.2.1 Dødelighed

Der anvendes følgende dødelighed:

$$\mu_{x,y}^{IP} = \mu_{x,2013}^{IP} \times (1 - LF_x)^{y-2013}$$

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

gældende fra 31. december 2012, hvor

- x angiver medlemmets alder
- y angiver årstallet for beregning af dødeligheden
- $\mu_{x,2013}^{IP}$ angiver modeldødeligheden 2013 for Industriens Pension, beregnet med udgangspunkt Finanstilsynets offentliggjorte benchmark for dødeligheden den 19. august 2012 og efter de af Finanstilsynet angivne retningslinjer
- $LF_x^{FT,M}$ angiver den af Finanstilsynet i 2012 offentliggjorte levetidsforbedring for mænd
- $LF_x^{FT,K}$ angiver den af Finanstilsynet i 2012 offentliggjorte levetidsforbedring for kvinder

- w_x angiver andelen af kvinder i medlemsbestanden i alder x opgjort pr. 1. oktober 2012

$\mu_{x,2013}^{IP}$, LF_x og w_x er tabelleret i afsnit 4.6 herunder.

Der regnes ikke med differentierede dødeligheder, hvorved

$$\mu_{mv}^{id}(x) = \mu_{mv}^{ad}(x) = \mu_{mv}(x)$$

Tidligere anvendtes følgende dødeligheder:

$$\mu_{mv}(x) = 0,0005 + 10^{5,88+0,038 \cdot (x-8)-10} \quad \text{gældende fra 31. december 2010}$$

$$\mu_{mv}(x) = 0,0005 + 10^{5,88+0,038 \cdot (x-4)-10} \quad \text{gældende fra 30. december 2005}$$

$$\mu_{mv}(x) = 0,0005 + 10^{5,88+0,038 \cdot (x-3)-10} \quad \text{gældende fra 1. juni 2005}$$

$$\mu_{mv}(x) = 0,0005 + 10^{5,88+0,038 \cdot (x-2)-10} \quad \text{gældende fra 1. januar 2003}$$

4.2.2 Invaliditet

Der anvendes følgende intensitet for invaliditet:

$$\mu_{mv}^{ui}(x) = 0,000187 + 10^{5,902932+0,039421x-10} \quad \text{gældende fra 1. januar 2003}$$

4.2.3 Øvrige risikoelementer

Forældreintensitet og ægteskabs-relaterede risikoelementer fastsættes til samme størrelse som i teknisk grundlag afsnit 1.2.2., afsnit 1.4.1 og afsnit 1.5.1.

4.3 Omkostningstillæg

Der anvendes følgende årlige omkostningstillæg:

- omk-fri(p) = 360 kr. gældende fra 31. december 2012
- omk-pr(p) = 0 kr. gældende fra 31. december 2011

Tidligere anvendtes følgende årlige omkostningstillæg:

- omk-fri(p) = 384 kr. gældende fra 31. december 2011
- omk-pr(p) = 0 kr. gældende fra 31. december 2011
- omk-fri(p) = 210 kr. gældende fra 31. december 2010
- omk-pr(p) = 210 kr. gældende fra 31. december 2010
- omk-fri(p) = 216 kr. gældende fra 1. januar 2009
- omk-pr(p) = 216 kr. gældende fra 1. januar 2009
- omk-fri(p) = 105 kr. gældende fra 1. januar 2007
- omk-pr(p) = 315 kr. gældende fra 1. januar 2007
- omk-fri(p) = 102 kr. gældende fra 1. juni 2005
- omk-pr(p) = 306 kr. gældende fra 1. juni 2005
- omk-fri(p) = 96 kr. gældende fra 1. januar 2003
- omk-pr(p) = 288 kr. gældende fra 1. januar 2003

4.4 Risikotillæg

Tariffen t1 (både gr11 og gr12) anvender dødeligheden:

$$\mu_{t1}(x, y) = \mu_{x-0,5, y} \quad \text{gældende fra 31. december 2011}$$

Hvor $\mu_{x-0,5, y}$ er beregnet med formlen i 4.2.1, hvor $x - 0,5$ er indsat på x 's plads

Tidligere anvendtes følgende dødeligheder:

$$\mu_{t1}(x) = 0,0005 + 10^{5,88+0,038 \cdot (x-7,5)-10} \quad \text{gældende fra 31. december 2010}$$

$$\mu_{t1}(x) = 0,0005 + 10^{5,88+0,038 \cdot (x-3,5)-10} \quad \text{gældende fra 30. december 2005}$$

Tariffen t2 (både gr11 og gr12) anvender dødeligheden:

$$\mu_{t1}(x, y) = \mu_{x+0,5, y} \quad \text{gældende fra 31. december 2011}$$

Hvor $\mu_{x+0,5, y}$ er beregnet med formlen i 4.2.1, hvor $x + 0,5$ er indsat på x 's plads

Tidligere anvendtes følgende dødeligheder:

$$\mu_{12}(x) = 0,0005 + 10^{5,88+0,038 \cdot (x-8,5)-10} \quad \text{gældende fra 31. december 2010}$$

$$\mu_{11}(x) = 0,0005 + 10^{5,88+0,038 \cdot (x-4,5)-10} \quad \text{gældende fra 30. december 2005}$$

4.5 Øvrige parametre

Sandsynligheden for at forsikringen omskrives til fripolicy eller tilbagekøbes:

- $\text{ssh}(\text{fri}, \text{gk}) = 1$, gældende fra 1. januar 2003

Sandsynligheden for at forsikringen genkøbes:

- $\text{ssh}(\text{gk}) = 1$, gældende fra 30. december 2005

Tidligere anvendtes følgende genkøbssandsynlighed:

- $\text{ssh}(\text{gk}) = 0,02$, gældende fra 1. januar 2003

4.6 Faktiske værdier for dødelighedsformlen i afsnit 4.2

Tabel 1: Dødeligheden μ_{2013}^{IP} for hver alder x:

alder	fødselsår	dødelighed
0	2013	0,00360443
1	2012	0,00032942
2	2011	0,00021789
3	2010	0,00016216
4	2009	0,00012911
5	2008	0,00011903
6	2007	0,00010362
7	2006	0,00009881
8	2005	0,00009207
9	2004	0,00010888
10	2003	0,00013488
11	2002	0,00016357
12	2001	0,00019223
13	2000	0,00021452
14	1999	0,00022033
15	1998	0,00025501
16	1997	0,00031695
17	1996	0,00038797
18	1995	0,00046762
19	1994	0,00056650
20	1993	0,00066960
21	1992	0,00075595
22	1991	0,00089114
23	1990	0,00099193
24	1989	0,00102493
25	1988	0,00099427
26	1987	0,00088600
27	1986	0,00073484
28	1985	0,00061827
29	1984	0,00055509
30	1983	0,00052597
31	1982	0,00052227
32	1981	0,00052640
33	1980	0,00053243
34	1979	0,00053580
35	1978	0,00054836
36	1977	0,00061122

alder	fødselsår	dødelighed
37	1976	0,00071330
38	1975	0,00083261
39	1974	0,00097708
40	1973	0,00112103
41	1972	0,00126080
42	1971	0,00137452
43	1970	0,00150705
44	1969	0,00162707
45	1968	0,00173974
46	1967	0,00191159
47	1966	0,00211732
48	1965	0,00232512
49	1964	0,00259625
50	1963	0,00290247
51	1962	0,00322050
52	1961	0,00363757
53	1960	0,00407140
54	1959	0,00450977
55	1958	0,00498330
56	1957	0,00542021
57	1956	0,00581543
58	1955	0,00623142
59	1954	0,00671020
60	1953	0,00727110
61	1952	0,00790620
62	1951	0,00856342
63	1950	0,00928552
64	1949	0,01002681
65	1948	0,01107661
66	1947	0,01191782
67	1946	0,01277044
68	1945	0,01376012
69	1944	0,01488533
70	1943	0,01660549
71	1942	0,01829349
72	1941	0,02026729
73	1940	0,02249138

alder	fødselsår	dødelighed
74	1939	0,02520845
75	1938	0,02879268
76	1937	0,03260023
77	1936	0,03689755
78	1935	0,04181317
79	1934	0,04692666
80	1933	0,05189921
81	1932	0,05902352
82	1931	0,06688008
83	1930	0,07578270
84	1929	0,08628810
85	1928	0,09859993
86	1927	0,11223502
87	1926	0,12770003
88	1925	0,14468637
89	1924	0,16249526
90	1923	0,18144169
91	1922	0,20184806
92	1921	0,22385788
93	1920	0,24769867
94	1919	0,27389277
95	1918	0,30195694
96	1917	0,33173422
97	1916	0,36296785
98	1915	0,39530898
99	1914	0,42837742
100	1913	0,46175291
101	1912	0,49512353
102	1911	0,52857154
103	1910	0,56168548
104	1909	0,59452535
105	1908	0,62675101
106	1907	0,65790449
107	1906	0,68777103
108	1905	0,71724668
109	1904	0,74495227
110	1903	0,77067862

Tabel 2: Forventet levetidsforbedring LF_x for hver alder x:

alder	levetidsforbedring
0	0,03712600
1	0,03882102
2	0,04084708
3	0,04472881
4	0,04733240
5	0,04983670
6	0,05196674
7	0,05143330
8	0,04855754
9	0,04581053
10	0,04223301
11	0,03735157
12	0,03509060
13	0,03267998
14	0,02992752
15	0,02766302
16	0,02589280
17	0,02357956
18	0,02205955
19	0,02177618
20	0,02155797
21	0,02191420
22	0,02237569
23	0,02280128
24	0,02304797
25	0,02344971
26	0,02404040
27	0,02470463
28	0,02509747
29	0,02563046
30	0,02590429
31	0,02580346
32	0,02542593
33	0,02457211
34	0,02358113
35	0,02289961
36	0,02207145

alder	levetidsforbedring
37	0,02132223
38	0,02059486
39	0,01931640
40	0,01821316
41	0,01729227
42	0,01639880
43	0,01596044
44	0,01597553
45	0,01594574
46	0,01579879
47	0,01557304
48	0,01523113
49	0,01487534
50	0,01469881
51	0,01474654
52	0,01501805
53	0,01546518
54	0,01616312
55	0,01684949
56	0,01745461
57	0,01809496
58	0,01855814
59	0,01876835
60	0,01894409
61	0,01890463
62	0,01869284
63	0,01853672
64	0,01829558
65	0,01860561
66	0,01823469
67	0,01778454
68	0,01724621
69	0,01670928
70	0,01699881
71	0,01650718
72	0,01597317
73	0,01548002

alder	levetidsforbedring
74	0,01501848
75	0,01482364
76	0,01434423
77	0,01385743
78	0,01329897
79	0,01261513
80	0,01171282
81	0,01082875
82	0,00987619
83	0,00892391
84	0,00801262
85	0,00722800
86	0,00652764
87	0,00583374
88	0,00511105
89	0,00445992
90	0,00383213
91	0,00325625
92	0,00299659
93	0,00271256
94	0,00248157
95	0,00211784
96	0,00151317
97	0,00085734
98	0,00034792
99	0,00011979
100	0,00027408
101	0,00075449
102	0,00113988
103	0,00154076
104	0,00166117
105	0,00159756
106	0,00153130
107	0,00146313
108	0,00140669
109	0,00135886
110	0,00131868

Tabel 3: w_x andelen af kvinder i alder x:

alder	andel kvinder	andel mænd
0-19	0,23	0,77
20-24	0,19	0,81
25-29	0,19	0,81
30-34	0,20	0,80
35-39	0,23	0,77
40-44	0,25	0,75
45-49	0,26	0,74
50-54	0,27	0,73
55-59	0,26	0,74
60-64	0,24	0,76
65-69	0,17	0,83
70-74	0,10	0,90
75-79	0,07	0,93
80-110	0,10	0,90