

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.

Brevdato
20. december 2013
Livsforsikringsselskabets navn
Industriens Pensionsforsikring A/S
Overskrift
Livsforsikringsselskabet skal angive en præcis og sigende titel på anmeldelsen.
Anmeldelse af satser ved opgørelse af livsforsikringshensættelser til markedsværdi.
Resumé
Livsforsikringsselskabet skal udarbejde et resumé, der giver et fyldestgørende billede af anmeldelsen.
I markedsværdigrundlaget gældende for gennemsnitsrente fortages nedenstående ændringer:
<ul style="list-style-type: none">• Dødeligheden justeres. Dødeligheden er fastsat med udgangspunkt i bestandsdata for 2008 til 2012 samt Finanstilsynets seneste benchmark for levetidsforudsætninger, jf. Finanstilsynets brev af 11. juli 2013• Omkostningssatsen vedrørende fripolicydelen nedsættes til 336 kr. årligt.
Der vedlægges et opdateret bilag "Opgørelse af livsforsikringshensættelser til markedsværdi – 31. december 2013", hvor ændringerne er markeret, jf. afsnit 4.2.1, 4.3 og afsnit 4.6.
Derudover vedlægges selve dødelighedsanalysen som bilag.
Lovgrundlaget
Livsforsikringsselskabet skal angive, hvilket/hvilke nr. i lovens § 20, stk. 1, anmeldelsen vedrører.
Anmeldelsen vedrører § 20 nr. 6.
Ikrafttrædelse
Livsforsikringsselskabet skal angive datoen for anmeldelsens ikrafttrædelse.
31. december 2013.
Ændrer følgende tidligere anmeldte forhold
Livsforsikringsselskabet skal angive, hvilken tidligere anmeldelse eller hvilke tidligere anmeldelser denne anmeldelse ophæver eller ændrer.
Markedsværdigrundlaget er senest anmeldt den 7. december 2012. Denne anmeldelse erstattes af nærværende anmeldelse. I forhold til den tidligere anmeldelse er dødeligheden og omkostningssatsen ændret.
Angivelse af forsikringsklasse

Livsforsikringssselskabet skal angive, hvilken forsikringsklasse det anmeldte vedrører, jf. bekendtgørelsens § 2, stk. 2.

Anmeldelsen vedrører forsikringsklasse I.

Anmeldelsens indhold med matematisk beskrivelse og gennemgang af de anmeldte forhold

Livsforsikringssselskabet 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.

Dødelighed

På baggrund af det af Finanstilsynet offentliggjorte benchmark for dødeligheden og levetidsforbedringer for mænd henholdsvis kvinder af 11. juli 2013 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 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 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 en sammenvægtning af de af Finanstilsynet offentliggjorte satser for hhv. mænd og kvinder af 11. juli 2013. Som vægte er brugt en aldersafhængig kønsfordeling.

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).

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 kun vedrører de satser, som anvendes til opgørelse af de regnskabsmæssige hensættelser.

Redegørelse for de økonomiske og aktuariemæssige konsekvenser for livsforsikringsselskabet

Livsforsikringsselskabet skal redegøre for de økonomiske og aktuariemæssige 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 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 2013 at medføre en stigning i livsforsikringshensættelserne på ca. 56 mio. kr. og dermed et tilsvarende fald i det kollektive bonuspotentiale.

For de garanterede ydelser henholdsvis garanterede fripolicydelser er der tale om en stigning på ca. 62 mio. kr., mens bonuspotentiale på fripolicydelserne falder med 6 mio. kr. Bonuspotentialet på fremtidige præmier påvirkes ikke.

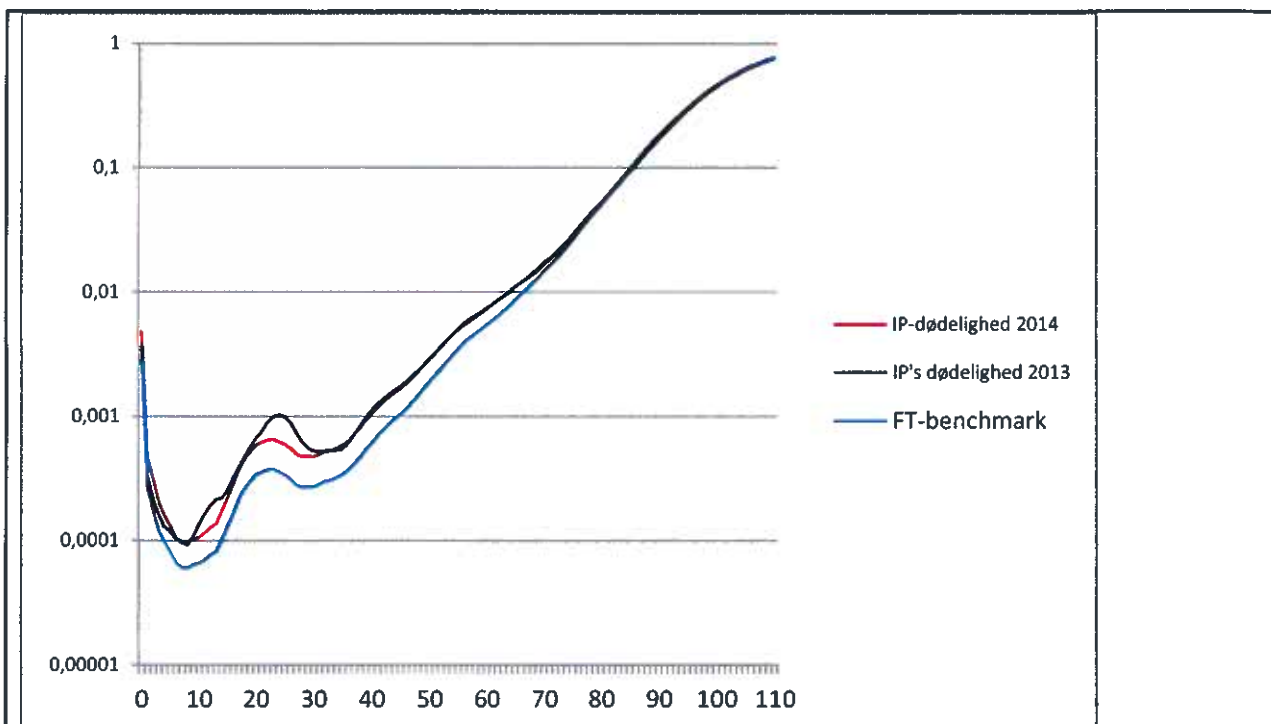
Påvirkningen af livsforsikringshensættelserne skal ses i forhold til, at de samlede livsforsikringshensættelser, som er tilbage i gennemsnitsrentemiljøet, fortsat ligger på et niveau på 5,4 mia. kr.

I forhold til dødeligheden sidste år er dødelighedsintensiteten både gået op og ned afhængig af alder. Mest markant er dog et fald i intensiteten for alle aldre over 75 år. Dette medvirker til stigningen i hensættelserne. Der er også sket ret store ændringer i aldre under 30 år, men det er uden betydning, da gennemsnitsrentebestanden er en ren pensionistbestand.

Mht. til levetidsforbedringer er disse øget for alle aldre, og dette medvirker også til forøgelsen af hensættelserne.

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.





Selve analysen med testresultater vedlægges som bilag til anmeldelsen.

Den nye dødsintensitet inkl. fremtidige levetidsforbedringer giver anledning til nedenstående forventede levealdrer for en 20-årig (født 1994), 40-årig (født 1974), 60-årig (født 1954) og en 80-årig (født 1934):

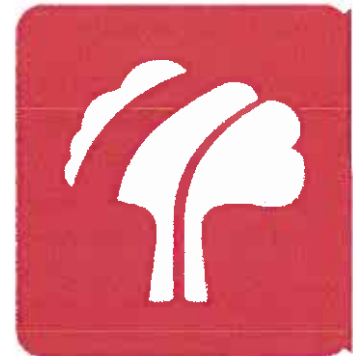
Forventede levetider pr. 1. januar 2014				
Fodselsårgang	1994	1974	1954	1934
Forventet levealder ved:				
20 år	86,2			
30 år	86,5			
40 år	86,7	84,6		
50 år	87,2	85,3		
60 år	88,0	86,4	84,5	
70 år	89,0	87,9	86,5	
80 år	90,8	90,1	89,4	88,7
90 år	94,7	94,5	94,3	94,2

I forhold til markedsværdigrundlaget "Opgørelse af livsforsikringshensættelser til markedsværdi" er der foretaget en årstalstilpasning i afsnit 4.2.1., mens de faktiske værdier for dødsintensiteten, de fremtidige levetidsforbedringer samt kønsvægte er tabelleret i afsnit 4.6

I afsnit 4.2.1 er der endvidere rettet en trykfejl i formelen for levetidsforbedring.

Omkostninger

I afsnit 4.3. er omkostningssatsen for fripolicydelen nedsat fra 360 kr. til 336 kr. årligt svarende til det forventede niveau for at administrere en sådan ordning.



Opgørelse af livsforsikringshensættelser til markedsværdi

31. december 2013

**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: Satser 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 forsikringsselskaber 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

tarifferes 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

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

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

1.6 Bonuspotentiale på fripolicydelsen på grundformsniveau

Bonuspotentialet 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 hovedpolice. 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 police-niveau 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

$$OMK-M-FRI(p,mv) = \text{omk-fri}(p) *$$

$$[\text{PAS}(210,mv) * 1_{\{\text{Policen indeholder en livsvarig livrentegrundform}\}}]$$

$$+ \text{PAS}(215, MUA, mv) * 1_{\{\text{Policen indeholder ikke en livsvarig livrentegrundform}\}}],$$

og

$$OMK-M-PR(p,mv) = \text{omk-pr}(p) * \text{AKT}(MPO,mv) *$$

$$1_{\{\text{Policen har Status="Bidragsbetalende" OG } \sum P(g) > 0 \}}.$$

$\text{PAS}(210,mv)$ er en straksbegyndende livsvarig livrente, og $\text{PAS}(215, MUA, mv)$ 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 aktuell 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

Bonuspotentialet 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 $m=grl1, grl2$:

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

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

2.8 Bonuspotentiale på fripolice på policeniveau

Bonuspotentialet på fripolice 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 potentialet er negativt, sættes det lig med 0.

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

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

Satsen $ssh(fri,gk)$ 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 $m=grl1, grl2$:

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

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:

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

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

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

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

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 fripolicyen på policeniveau

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

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

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=grl1, grl2. Usikkerheden er altså beskrevet ved de 4 tariffer t1(grl1), t1(grl2) og t2(grl1), t2(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 fripolicyudbetalinger beregnes som:

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

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

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

- $t^{\wedge} = mv$
- $t^{\wedge} = (t^{\wedge}(gr1), t^{\wedge}(gr2)) = (t1(gr1), t1(gr2))$
- $t^{\wedge} = (t^{\wedge}(gr1), t^{\wedge}(gr2)) = (t2(gr1), t2(gr2))$

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 bonuspotentialen 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 fripolice 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 fripolice på bestandsniveau bestemmes som:

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

Summeringen sker i alle tilfælde over alle policer i bestanden.

---oo0oo---

Anmeldt til Finanstilsynet den 20. december 2013 og erstatter anmeldelse 7. december 2013. Anmeldelsen omfatter også bilaget.

4.0 BILAG: Satser og parametre vedrørende livsforsikringshensættelser til markedsværdi

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

Nedenstående satser 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:

$$\mu_{x,y}^{IP} = \mu_{x,2014}^{IP} \times (1 - LF_x)^{y-2014}$$

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

gældende fra 31. december 2013, hvor

- x angiver medlemmets alder
- y angiver årstallet for beregning af dødeligheden
- $\mu_{x,2014}^{IP}$ angiver modeldødeligheden 2014 for Industriens Pension, beregnet med udgangspunkt Finanstilsynets offentliggjorte benchmark for dødeligheden den 11. juli 2013 og efter de af Finanstilsynet angivne retningslinjer
- $LF_x^{FT,M}$ angiver den af Finanstilsynet i 2013 offentliggjorte levetidsforbedring for mænd
- $LF_x^{FT,K}$ angiver den af Finanstilsynet i 2013 offentliggjorte levetidsforbedring for kvinder

- w_x angiver andelen af kvinder i medlemsbestanden i alder x opgjort pr. 1. oktober 2013

$\mu_{x,2014}^{IP}$, 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:

Fra 31. december 2011 anvendes en kohortedødelighed opgjort efter Finanstilsynets retningslinjer, hvor parametrene opdateres årligt.

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

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

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

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

4.2.2 Invaliditet

Der anvendes følgende intensitet for invaliditet:

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

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) = 336 kr. gældende fra 31. december 2013
- omk-pr(p) = 0 kr. gældende fra 31. december 2011

Tidligere anvendtes følgende årlige omkostningstillæg:

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

$$\mu_{t2}(x) = 0,0005 + 10^{5,88 + 0,038 \cdot (x - 8,5) - 10} \quad \text{gældende fra 31. december 2010}$$

$$\mu_{t1}(x) = 0,0005 + 10^{5,88 + 0,038 \cdot (x - 4,5) - 10} \quad \text{gældende fra 30. december 2005}$$

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 $\mu_{x,2014}^{IP}$ for hver alder x:

alder	fødselsår	dødelighed
0	2014	0,00481102
1	2013	0,00046518
2	2012	0,00031226
3	2011	0,00020290
4	2010	0,00015975
5	2009	0,00013171
6	2008	0,00010534
7	2007	0,00009562
8	2006	0,00009653
9	2005	0,00010315
10	2004	0,00010634
11	2003	0,00011557
12	2002	0,00012736
13	2001	0,00013696
14	2000	0,00017392
15	1999	0,00022195
16	1998	0,00028414
17	1997	0,00037468
18	1996	0,00045275
19	1995	0,00052116
20	1994	0,00059072
21	1993	0,00061783
22	1992	0,00064122
23	1991	0,00065170
24	1990	0,00062392
25	1989	0,00059567
26	1988	0,00055072
27	1987	0,00049316
28	1986	0,00047348
29	1985	0,00047348
30	1984	0,00047245
31	1983	0,00049750
32	1982	0,00051726
33	1981	0,00053136
34	1980	0,00056014
35	1979	0,00058694
36	1978	0,00063864

alder	fødselsår	dødelighed
37	1977	0,00072332
38	1976	0,00081288
39	1975	0,00093374
40	1974	0,00104570
41	1973	0,00117606
42	1972	0,00129857
43	1971	0,00143400
44	1970	0,00155252
45	1969	0,00167153
46	1968	0,00183384
47	1967	0,00204453
48	1966	0,00228597
49	1965	0,00258199
50	1964	0,00290668
51	1963	0,00323939
52	1962	0,00361328
53	1961	0,00404573
54	1960	0,00452926
55	1959	0,00504439
56	1958	0,00557541
57	1957	0,00604238
58	1956	0,00644264
59	1955	0,00689829
60	1954	0,00742478
61	1953	0,00791396
62	1952	0,00849472
63	1951	0,00916761
64	1950	0,00985666
65	1949	0,01093053
66	1948	0,01194899
67	1947	0,01301224
68	1946	0,01424459
69	1945	0,01547148
70	1944	0,01728354
71	1943	0,01876205
72	1942	0,02048717
73	1941	0,02266843

alder	fødselsår	dødelighed
74	1940	0,02532265
75	1939	0,02861578
76	1938	0,03231645
77	1937	0,03626865
78	1936	0,04065677
79	1935	0,04542861
80	1934	0,04984858
81	1933	0,05672700
82	1932	0,06440902
83	1931	0,07246768
84	1930	0,08223318
85	1929	0,09282743
86	1928	0,10446521
87	1927	0,11841910
88	1926	0,13391310
89	1925	0,15072584
90	1924	0,16967556
91	1923	0,19031589
92	1922	0,21204890
93	1921	0,23598993
94	1920	0,26139823
95	1919	0,28840643
96	1918	0,31698830
97	1917	0,34706225
98	1916	0,37835812
99	1915	0,41061355
100	1914	0,44354858
101	1913	0,47686090
102	1912	0,51035616
103	1911	0,54372985
104	1910	0,57683800
105	1909	0,60933951
106	1908	0,64090916
107	1907	0,67131757
108	1906	0,70135955
109	1905	0,72975467
110	1904	0,75627152

Tabel 2: Forventet levetidsforbedring LF_x for hver alder x:

alder	levetidsforbedring
0	0,03826135
1	0,04019718
2	0,04253518
3	0,04656478
4	0,04972388
5	0,05229226
6	0,05404660
7	0,05460003
8	0,05309679
9	0,05193880
10	0,05114671
11	0,04774346
12	0,04499112
13	0,04181536
14	0,03714458
15	0,03256320
16	0,02983905
17	0,02671776
18	0,02464687
19	0,02406928
20	0,02348377
21	0,02343006
22	0,02361393
23	0,02362057
24	0,02396198
25	0,02457340
26	0,02546099
27	0,02649547
28	0,02729879
29	0,02810882
30	0,02865691
31	0,02917517
32	0,02925071
33	0,02884660
34	0,02811159
35	0,02736294
36	0,02623024

alder	levetidsforbedring
37	0,02520541
38	0,02431152
39	0,02297168
40	0,02205180
41	0,02110591
42	0,02004282
43	0,01916157
44	0,01866510
45	0,01813328
46	0,01758005
47	0,01730159
48	0,01701514
49	0,01671343
50	0,01648322
51	0,01639918
52	0,01639296
53	0,01659739
54	0,01716032
55	0,01772421
56	0,01829953
57	0,01900510
58	0,01958955
59	0,01998431
60	0,02036231
61	0,02059782
62	0,02065195
63	0,02070444
64	0,02067727
65	0,02095241
66	0,02071657
67	0,02040580
68	0,01995938
69	0,01941646
70	0,01961977
71	0,01901403
72	0,01833739
73	0,01773837

alder	levetidsforbedring
74	0,01716927
75	0,01679072
76	0,01619839
77	0,01558866
78	0,01488394
79	0,01412628
80	0,01306256
81	0,01224410
82	0,01136855
83	0,01046312
84	0,00951229
85	0,00864969
86	0,00784373
87	0,00703567
88	0,00619250
89	0,00536859
90	0,00452659
91	0,00373156
92	0,00319957
93	0,00281293
94	0,00257425
95	0,00239753
96	0,00221497
97	0,00194139
98	0,00171405
99	0,00157866
100	0,00154398
101	0,00161787
102	0,00168887
103	0,00176257
104	0,00171064
105	0,00160400
106	0,00150076
107	0,00140139
108	0,00133686
109	0,00128820
110	0,00124764

Table 3: w_x andelen af kvinder i alder x :

alder	andel kvinder	andel mænd
0-19	0,22	0,78
20-24	0,19	0,81
25-29	0,18	0,82
30-34	0,20	0,80
35-39	0,22	0,78
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	0,18	0,82
70-74	0,10	0,90
75-79	0,08	0,92
80-110	0,13	0,87

Analyse af dødeligheden i Industriens Pension i forhold til Finanstilsynets benchmark

Efteråret 2013

Dødelighedsanalysen for bestanden i Industriens Pension er lavet efter retningslinierne angivet i Finanstilsynets brev af 19. maj 2011 og 24. april 2012 samt i det opdaterede benchmark for levetidsforudsætninger af 11. juli 2013.

For perioden 2008-2012 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 2008 til 2012. Bestanden var ved udgangen af 3. kvartal 2013 på godt 400.000 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 opsparring 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 eksponering og hændelser lagt sammen på tværs af årene 2008-2012, som er de år der analyseres. Samtidig er eksponering og dødsfald samlet i aldersintervaller á 5 år. De ældste og de yngste er dog samlet i større aldersintervaller. Eksponeringen er opgjort i *person x år*, altså en eksponering på 1 er én person i ét år.

Tabel 1. Oversigt over eksponering og antal dødsfald i perioden 2008-2012

Alder	Kvinder			Mænd		
	Eksponering	Antal døde	O/E-rate	Eksponering	Antal døde	O/E-rate
0-19	1.413	1	0,07%	5.843	2	0,03%
20-24	20.743	2	0,01%	84.475	50	0,06%
25-29	29.393	3	0,01%	126.111	85	0,07%
30-34	44.718	11	0,02%	165.295	108	0,07%
35-39	61.999	24	0,04%	199.912	219	0,11%
40-44	73.574	73	0,10%	215.540	376	0,17%
45-49	72.441	110	0,15%	201.759	566	0,28%
50-54	58.190	210	0,36%	160.664	759	0,47%
55-59	47.863	218	0,46%	135.175	1.053	0,78%
60-64	30.290	215	0,71%	108.657	1.121	1,03%
65-69	7.739	73	0,94%	46.696	690	1,48%
70-74	844	19	2,25%	8.820	217	2,46%
75-79	63	1	1,58%	938	29	3,09%
80-110	21	0	0,00%	123	11	8,92%

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 2 viser medlemmernes fordeling på køn og alder (5 års intervaller) pr. 1. oktober 2013.

Tabel 2. IP's bestand pr. 1. oktober 2013

Alder	Antal kvinder	Antal mænd
0-19	356	1.246
20-24	3.479	14.487
25-29	5.434	24.416
30-34	7.127	28.581
35-39	10.570	37.037
40-44	13.651	41.479
45-49	15.945	45.426
50-54	13.701	37.795
55-59	10.903	30.305
60-64	7.363	23.068
65-69	3.470	16.003
70-74	538	4.909
75-79	51	627
80-110	8	52

Den statistiske analyse – bestemmelse af β -parametre

De statistiske test er gennemført kønsopdelt i programpakken SAS 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 687,78, 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.

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

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 0,23, som vurderet i en χ^2 -fordeling med 1 frihedsgrad giver en accept af hypotesen (testsandsynligheden er 0,6324). 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 195,62, 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 estimerer (estimeret i en model hvor $\beta_3^M = 0$).

Tabel 3. β 'er mænd

Parameter	Estimat denne analyse	Estimat 2012 analyse	Estimat 2011 analyse
β_1^M	0,2799	0,3278	0,3210
β_2^M	0,3077	0,2517	0,5070
β_3^M	0	0	-0,2509

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 78,31, 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 0,00, som vurderet i en χ^2 -fordeling med 1 frihedsgrad giver en accept af hypotesen (testsandsynligheden er 0,9675). 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 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 48,44, 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 4. β 'er kvinder

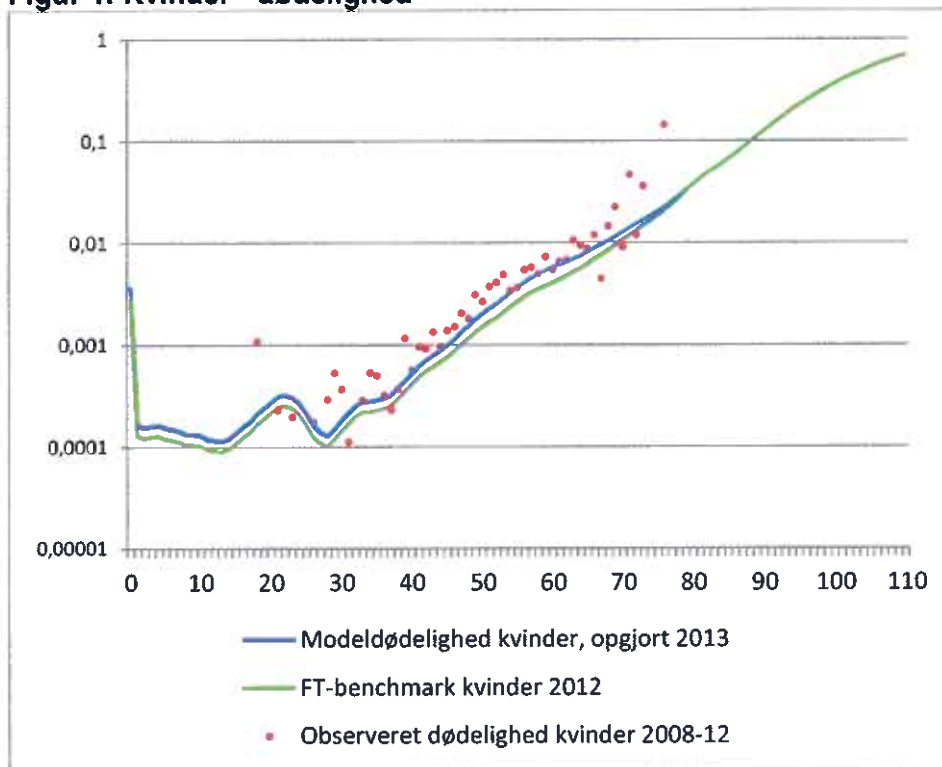
Parameter	Estimat denne analyse	Estimat 2012 analyse	Estimat 2011 analyse
β_1^K	-0,1214	-0,0357	-0,0457
β_2^K	0,3540	0,2766	0,2799
β_3^K	0	0	0

Grafisk fremstilling

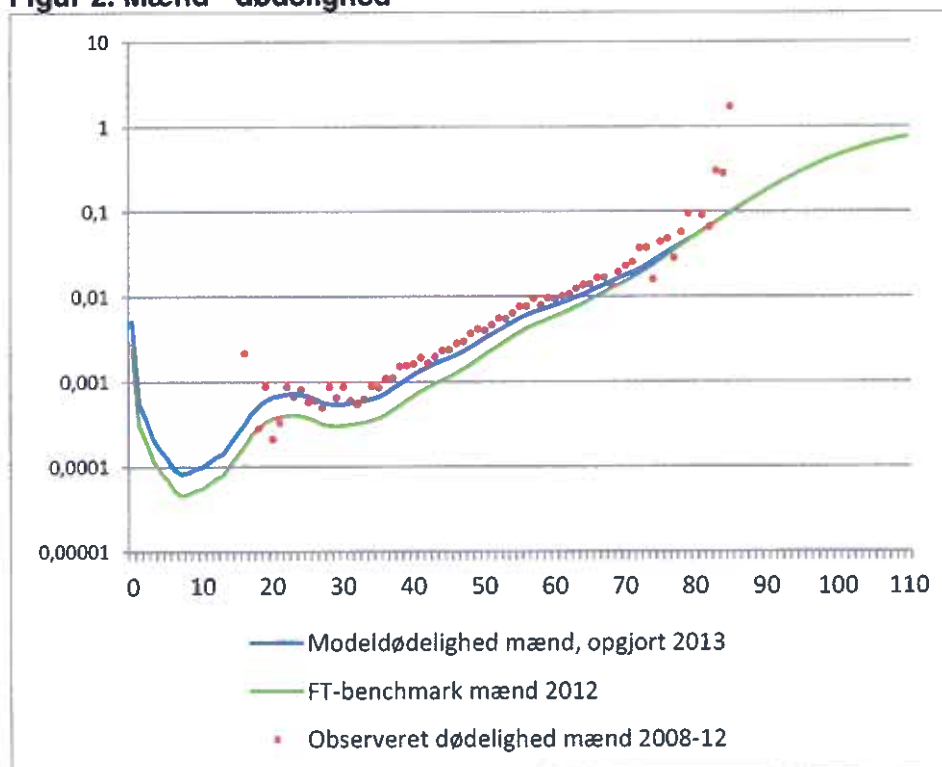
I figurerne nedenfor vises:

- Modeldødeligheden opgjort i denne analyse, hvor betaer blev bestemt ud fra dødelighed i 2008-2012 og udgangspunktet for modeldødeligheden var FT-benchmark for 2012. (modeldødelighed baseret på FT-benchmark 2008-2012)
- FT-benchmark dødelighed for 2012
- De observerede dødelighedsrater for årene 2008-2012 lagt sammen.
 Bemærk at for enkelte årgange blandt de helt unge og blandt de helt gamle er dødelighedsraten 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

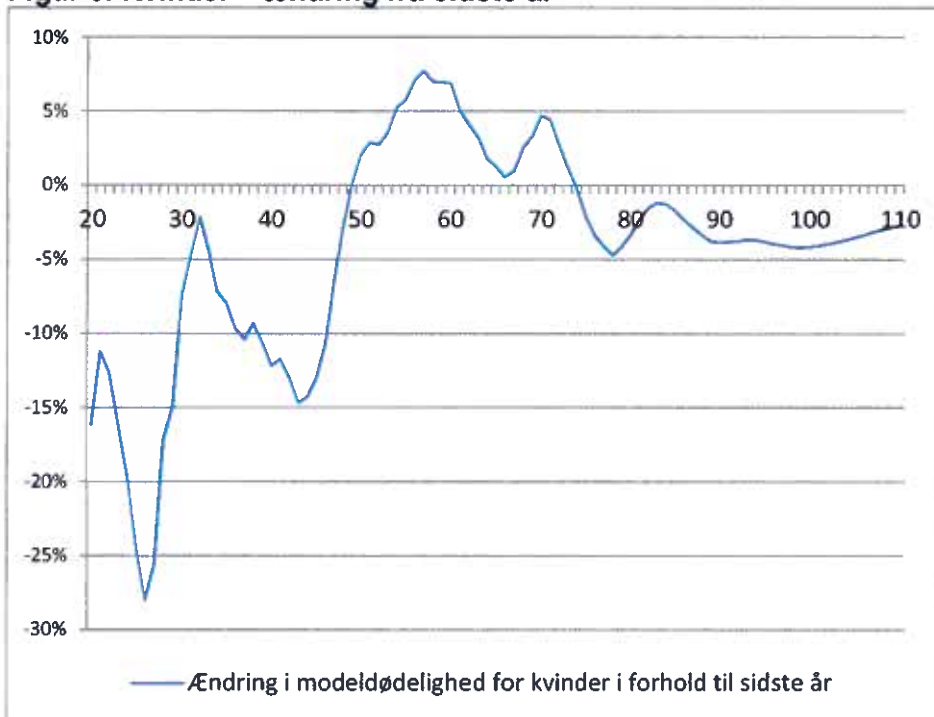


Sammenligning med modeldødelighed sidste år, kønsopdelt

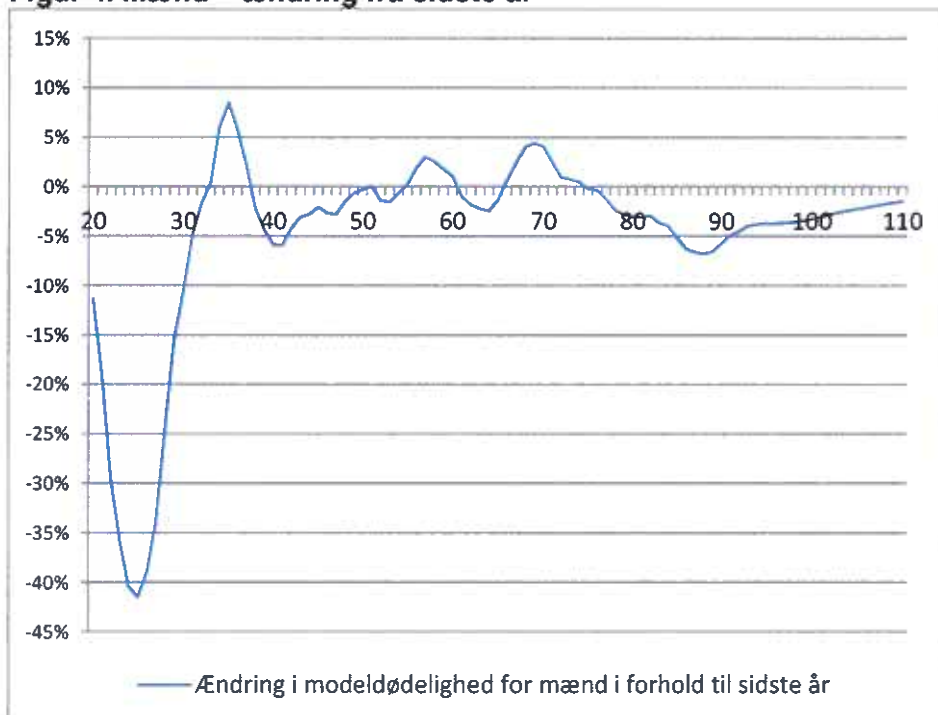
Nedenfor sammenlignes så modeldødeligheden for hhv. mænd og kvinder i år med den tilsvarende modeldødelighed opgjort sidste år. Bemærk at på x-aksen startes først i alder 20. Dette er fordi der

er nogle ret store forskelle før alder 20, men disse er ikke særlig relevante i forholdt til IP, og ved ikke at tage dem med kan man få et lidt mere detaljeret billede over ændringerne i de øvrige aldre.

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.

Sidste år anvendte vi metode 1 til at opgøre unisex-dødeligheden. Metode 1 er også udgangspunktet fremadrettet. Der laves dog en sammenligning mellem metode 1 og 2 for at vurdere, om resultaterne stadig ligger tæt på hinanden.

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. 1. oktober 2013. 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.

Ud fra tabel 1 kan man således nemt finde værdierne for w_x og $(1-w_x)$.

Tabel 5. Aldersafhængig kønsfordeling

Alder	Andel kvinder	Andel mænd
0-19	0,22	0,78
20-24	0,19	0,81
25-29	0,18	0,82
30-34	0,20	0,80
35-39	0,22	0,78
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	0,18	0,82
70-74	0,10	0,90
75-79	0,08	0,92
80-110	0,13	0,87

Unisex grundlag opgjort efter metode 1

I den første metode tages de ovenfor fundne kønsopdelte modeldødeligheder og fremskrives med to års levetidsforbedringer, så de er på 2014 niveau. De beregnede dødeligheder for hvert køn vægtes nu sammen med den aldersafhængige kønsvægt.

For k lig K og M

$$\mu_{x,2014}^k = (1 - LF_x^k)^{(2014-2012)} \exp(\beta_1^k r_1(x) + \beta_2^k r_2(x) + \beta_3^k r_3(x)) \mu_{x,2012}^{FT,k}$$

Nu findes så unisex-dødeligheden

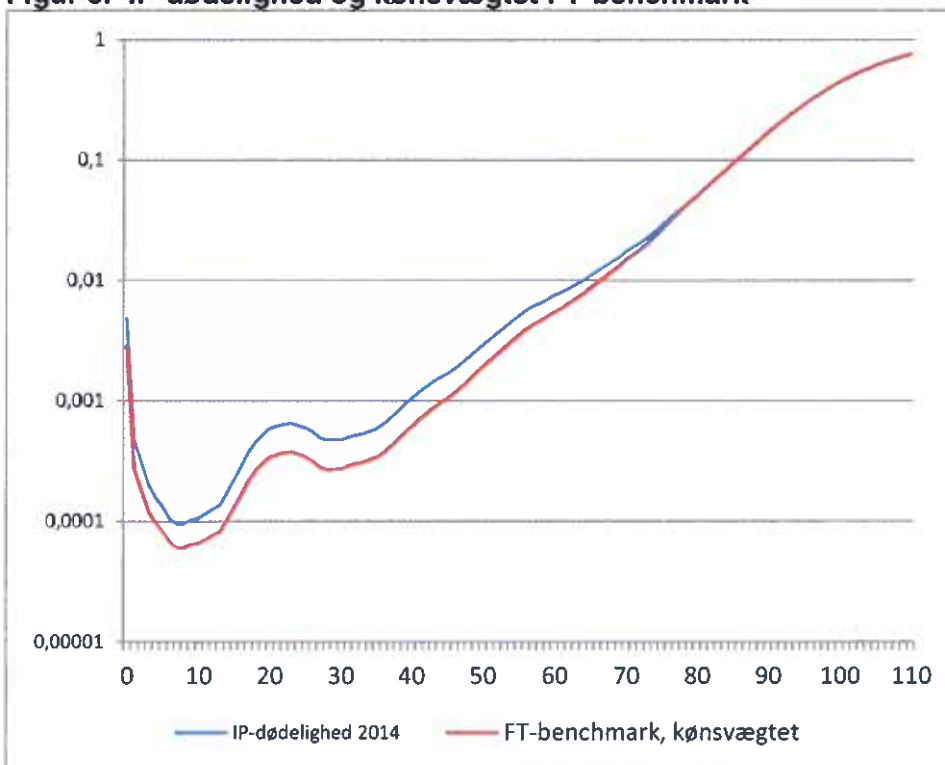
$$\mu_{x,2014} = w_x \cdot \mu_{x,2014}^K + (1 - w_x) \cdot \mu_{x,2014}^M$$

Denne modeldødelighed omtales fremadrettet som IP-dødelighed 2014 og er tabelleret i bilag 1.

Sammenligning mellem kønsvægtet FT-benchmark og modeldødelighed

I figuren nedenfor er modeldødeligheden (IP-dødelighed 2014) 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



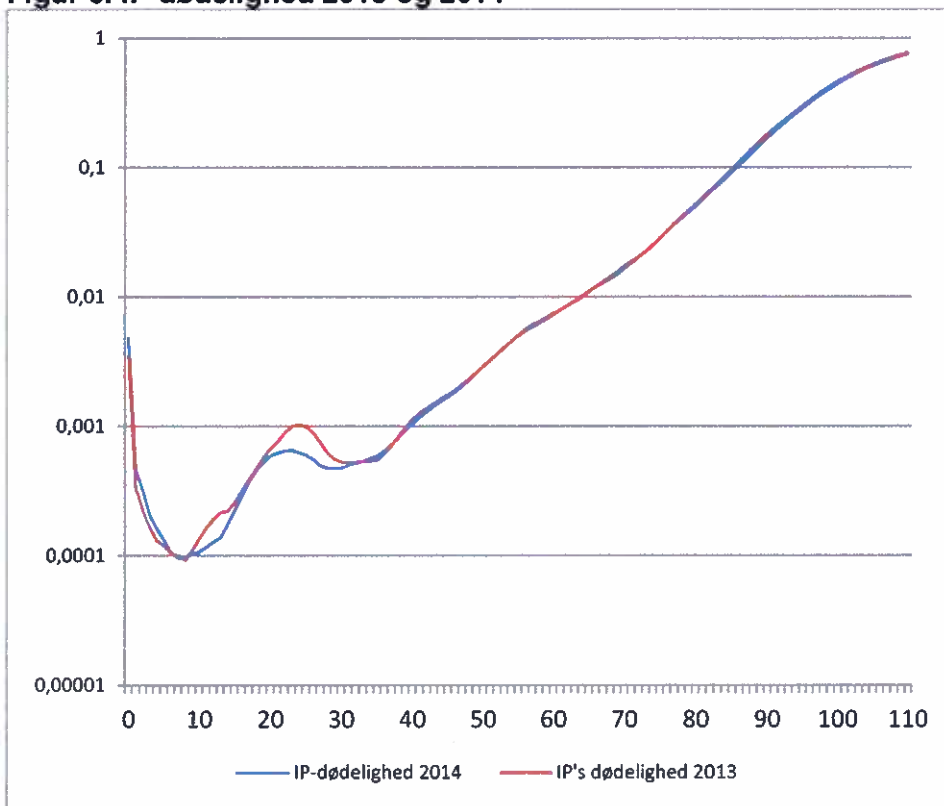
Dødeligheden i Industriens Pension ligger over FT's benchmark for alle aldre til og med 80 år, hvorefter IP's dødelighed og FT's benchmark er sammenfaldende.

Sammenligning af grundlag i 2013 og 2014

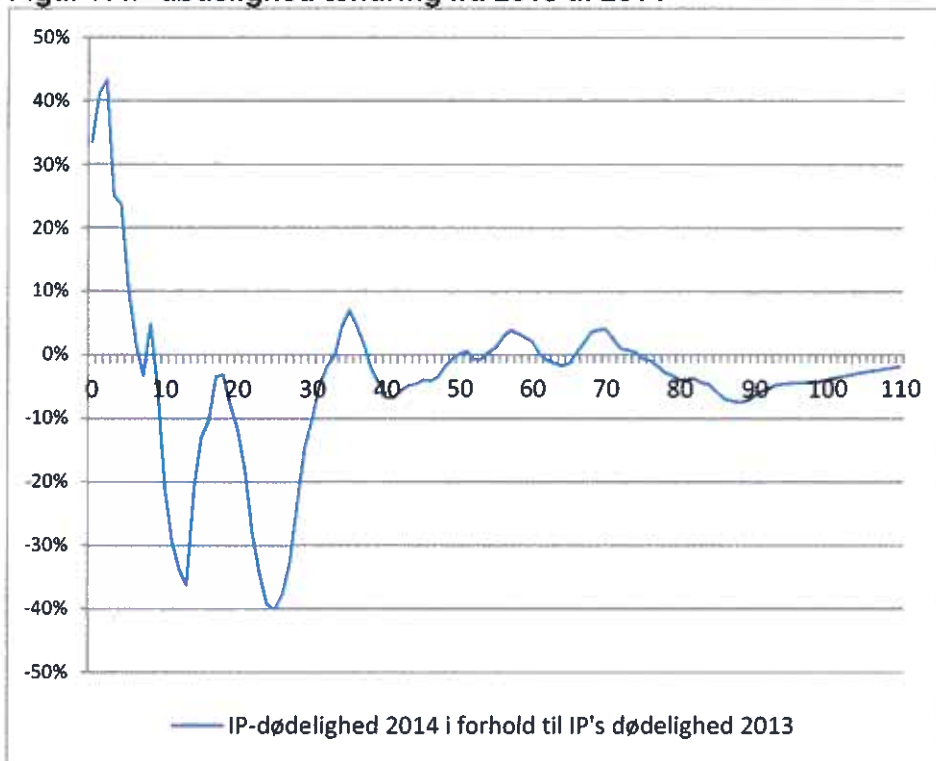
I figuren nedenfor sammenlignes IP-dødelighed 2013 (den der blev estimeret i 2012) med IP-dødelighed 2014 (estimeret i 2013).

Første figur viser de to dødeligheder i figur med logaritmisk skala og næste figur vises den procentvise ændring i dødeligheden fra 2013 til 2014.

Figur 6. IP-dødelighed 2013 og 2014



Figur 7. IP-dødelighed ændring fra 2013 til 2014



Her kan ses at ændringen i dødelighed for personer under 30 år faktisk er ganske betydelig, men da dødeligheden for personer under 30 jo er ganske lille, har selv forholdsvis store ændringer nok ikke så stor en betydning.

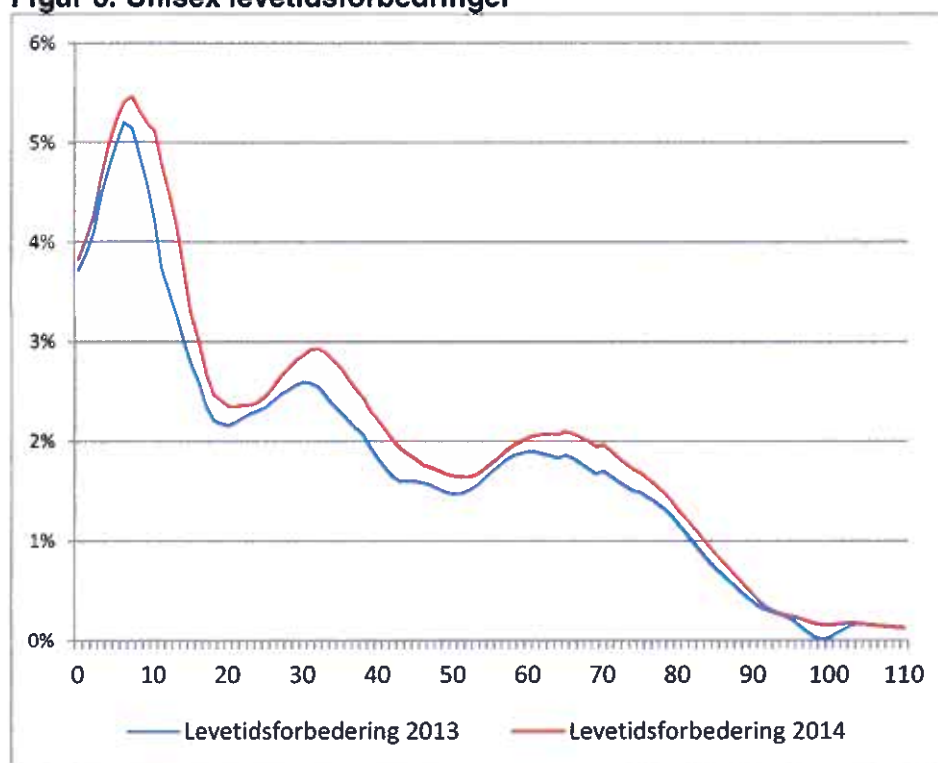
Unisex levetidsforbedringer 2014

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

Unisex levetidsforbedringen er tabelleret i bilag 2.

I figuren nedenfor sammenlignes levetidsforbedringerne der er gældende i 2013 med den køns-sammenvægtede levetidsforbedring gældende for 2014.

Figur 8. Unisex levetidsforbedringer



Som det fremgår, er levetidsforbedringen øget en smule i stort set alle aldre.

Unisex grundlag opgjort efter metode 2

Denne opgørelse laves primært for at sammenligne resultater med opgørelsen efter metode 1.

Forventningen ud fra analysen sidste år er at dødeligheden opgjort efter denne metode vil ligne dødeligheden opgjort efter metode 1 ganske meget.

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

Dermed har man flg. model

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

Hvor k er lig hhv. K og M.

Ud fra denne model gennemføres nu testhierarkiet svarende som beskrevet i FT's brev af 19. maj 2011.

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

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

Testet giver en chisquare teststørrelse på 746,44, 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.

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

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 er giver en chisquare teststørrelse på 0,21, som vurderet i en χ^2 -fordeling med 1 frihedsgrader giver en accept af hypotesen (testsandsynligheden er 0,6429).

Det konkluderes altså, at β_3^{unisex} kan antages at være 0, og at IP's modeldødelighed dermed er sammenfaldende med FT-benchmark fra alder 80 og opefter.

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

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 239,64, 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^{unisex} kan antages at være 0, at β_1^{unisex} og β_2^{Munisex} er signifikante med følgende parameter estimater (estimeret i en model hvor $\beta_3^{\text{unisex}} = 0$)

Tabel 6. β 'er metode 2

Parameter	Estimat denne analyse	Estimat 2012 analyse
β_1^{unisex}	0,2215	0,2753
β_2^{unisex}	0,3125	0,2527
β_3^{unisex}	0	0

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

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

For at tage højde for at det er et mv-grundlag for 2014 tages FT's benchmarkdødeligheder for 2012 og fremskrives med 2 års levetidsforbedringer.

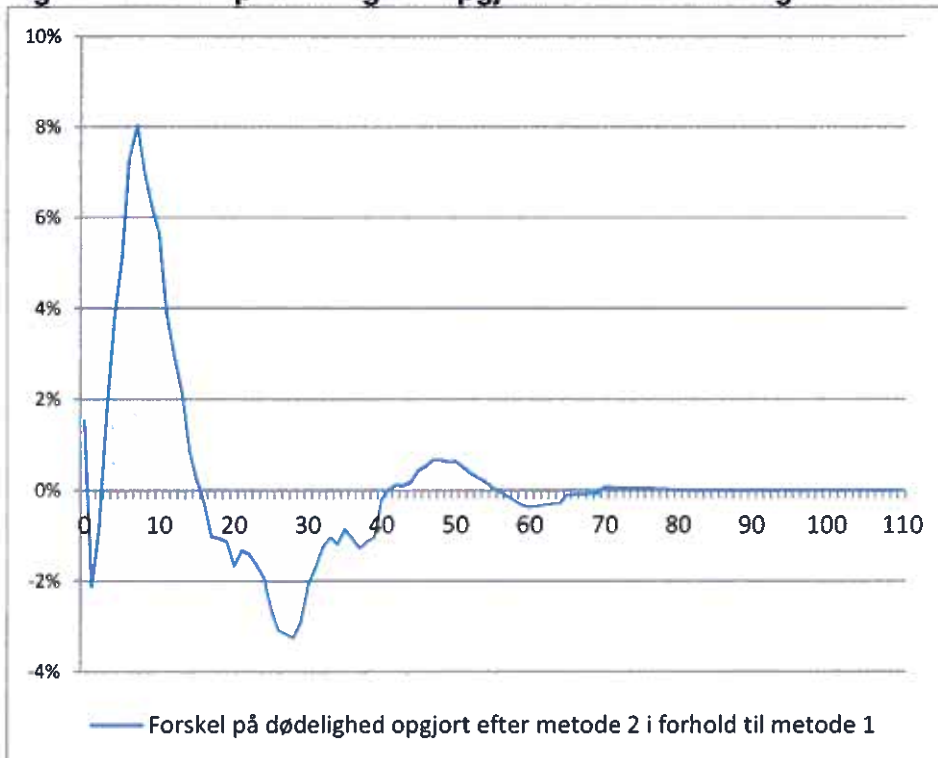
Således at:
$$\mu_x^{FT,k} = (1 - LF_x^k)^2 \mu_{2012}^{FT,k}$$

Sammenligning af de to metoder

Nedenfor er den procentmæssige forskel mellem dødeligheden opgjort efter de to metoder vist.

Figuren viser, hvor meget dødeligheden opgjort efter metode 2 afviger i procent fra dødeligheden opgjort efter metode 1.

Figur 9. Forskel på dødelighed opgjort efter metode 1 og metode 2



Som det fremgår af figuren er modeldødeligheden efter metode 1 og metode 2 meget ens fra alder 20 og opefter. Efter alder 20 er den største forskel på ca. 3 %.

Der er med andre ord ikke væsentlig forskel om vi bruger metode 1 eller 2.

Anvendelse af IP-dødelighed 2014 og unisex levetidsforbedringer 2014

Den estimerede dødelighed IP-dødelighed 2014 samt unisex levetidsforbedringer 2014, tabelleret i bilag 1 og 2 anvendes fra 31. december 2013 i Industriens Pensions i markedsværdigrundlaget og tariferingsgrundlaget for markedsrente.

Bilag 1. Unisex model dødelighed for 2014

alder	fødselsår	dødelighed
0	2014	0,00481102
1	2013	0,00046518
2	2012	0,00031226
3	2011	0,00020290
4	2010	0,00015975
5	2009	0,00013171
6	2008	0,00010534
7	2007	0,00009562
8	2006	0,00009653
9	2005	0,00010315
10	2004	0,00010634
11	2003	0,00011557
12	2002	0,00012736
13	2001	0,00013696
14	2000	0,00017392
15	1999	0,00022195
16	1998	0,00028414
17	1997	0,00037468
18	1996	0,00045275
19	1995	0,00052116
20	1994	0,00059072
21	1993	0,00061783
22	1992	0,00064122
23	1991	0,00065170
24	1990	0,00062392
25	1989	0,00059567
26	1988	0,00055072
27	1987	0,00049316
28	1986	0,00047348
29	1985	0,00047348
30	1984	0,00047245
31	1983	0,00049750
32	1982	0,00051726
33	1981	0,00053136
34	1980	0,00056014
35	1979	0,00058694
36	1978	0,00063864

alder	fødselsår	dødelighed
37	1977	0,00072332
38	1976	0,00081288
39	1975	0,00093374
40	1974	0,00104570
41	1973	0,00117606
42	1972	0,00129857
43	1971	0,00143400
44	1970	0,00155252
45	1969	0,00167153
46	1968	0,00183384
47	1967	0,00204453
48	1966	0,00228597
49	1965	0,00258199
50	1964	0,00290668
51	1963	0,00323939
52	1962	0,00361328
53	1961	0,00404573
54	1960	0,00452926
55	1959	0,00504439
56	1958	0,00557541
57	1957	0,00604238
58	1956	0,00644264
59	1955	0,00689829
60	1954	0,00742478
61	1953	0,00791396
62	1952	0,00849472
63	1951	0,00916761
64	1950	0,00985666
65	1949	0,01093053
66	1948	0,01194899
67	1947	0,01301224
68	1946	0,01424459
69	1945	0,01547148
70	1944	0,01728354
71	1943	0,01876205
72	1942	0,02048717
73	1941	0,02266843

alder	fødselsår	dødelighed
74	1940	0,02532265
75	1939	0,02861578
76	1938	0,03231645
77	1937	0,03626865
78	1936	0,04065677
79	1935	0,04542861
80	1934	0,04984858
81	1933	0,05672700
82	1932	0,06440902
83	1931	0,07246768
84	1930	0,08223318
85	1929	0,09282743
86	1928	0,10446521
87	1927	0,11841910
88	1926	0,13391310
89	1925	0,15072584
90	1924	0,16967556
91	1923	0,19031589
92	1922	0,21204890
93	1921	0,23598993
94	1920	0,26139823
95	1919	0,28840643
96	1918	0,31698830
97	1917	0,34706225
98	1916	0,37835812
99	1915	0,41061355
100	1914	0,44354858
101	1913	0,47686090
102	1912	0,51035616
103	1911	0,54372985
104	1910	0,57683800
105	1909	0,60933951
106	1908	0,64090916
107	1907	0,67131757
108	1906	0,70135955
109	1905	0,72975467
110	1904	0,75627152

Bilag 2. Unisex levetidsforbedringer 2014

alder	levetidsforbedring
0	0,03826135
1	0,04019718
2	0,04253518
3	0,04656478
4	0,04972388
5	0,05229226
6	0,05404660
7	0,05460003
8	0,05309679
9	0,05193880
10	0,05114671
11	0,04774346
12	0,04499112
13	0,04181536
14	0,03714458
15	0,03256320
16	0,02983905
17	0,02671776
18	0,02464687
19	0,02406928
20	0,02348377
21	0,02343006
22	0,02361393
23	0,02362057
24	0,02396198
25	0,02457340
26	0,02546099
27	0,02649547
28	0,02729879
29	0,02810882
30	0,02865691
31	0,02917517
32	0,02925071
33	0,02884660
34	0,02811159
35	0,02736294
36	0,02623024

alder	levetidsforbedring
37	0,02520541
38	0,02431152
39	0,02297168
40	0,02205180
41	0,02110591
42	0,02004282
43	0,01916157
44	0,01866510
45	0,01813328
46	0,01758005
47	0,01730159
48	0,01701514
49	0,01671343
50	0,01648322
51	0,01639918
52	0,01639296
53	0,01659739
54	0,01716032
55	0,01772421
56	0,01829953
57	0,01900510
58	0,01958955
59	0,01998431
60	0,02036231
61	0,02059782
62	0,02065195
63	0,02070444
64	0,02067727
65	0,02095241
66	0,02071657
67	0,02040580
68	0,01995938
69	0,01941646
70	0,01961977
71	0,01901403
72	0,01833739
73	0,01773837

alder	levetidsforbedring
74	0,01716927
75	0,01679072
76	0,01619839
77	0,01558866
78	0,01488394
79	0,01412628
80	0,01306256
81	0,01224410
82	0,01136855
83	0,01046312
84	0,00951229
85	0,00864969
86	0,00784373
87	0,00703567
88	0,00619250
89	0,00536859
90	0,00452659
91	0,00373156
92	0,00319957
93	0,00281293
94	0,00257425
95	0,00239753
96	0,00221497
97	0,00194139
98	0,00171405
99	0,00157866
100	0,00154398
101	0,00161787
102	0,00168887
103	0,00176257
104	0,00171064
105	0,00160400
106	0,00150076
107	0,00140139
108	0,00133686
109	0,00128820
110	0,00124764

