

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
18. december 2014
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 2009 til 2013 samt Finanstilsynets seneste benchmark for levetidsforudsætninger, offentliggjort 22. september 2014. Markedsværdigrundlaget vedlægges som bilag, hvor ændringerne er markeret, jf. afsnit 4.2.1 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 2014.
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 20. december 2013. Denne anmeldelse erstattes af nærværende anmeldelse. I forhold til den tidligere anmeldelse er dødeligheden ændret.
Angivelse af forsikringsklasse
Livsforsikringsselskabet 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
Livsforsikrings-selskabet 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 22. september 2014 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.

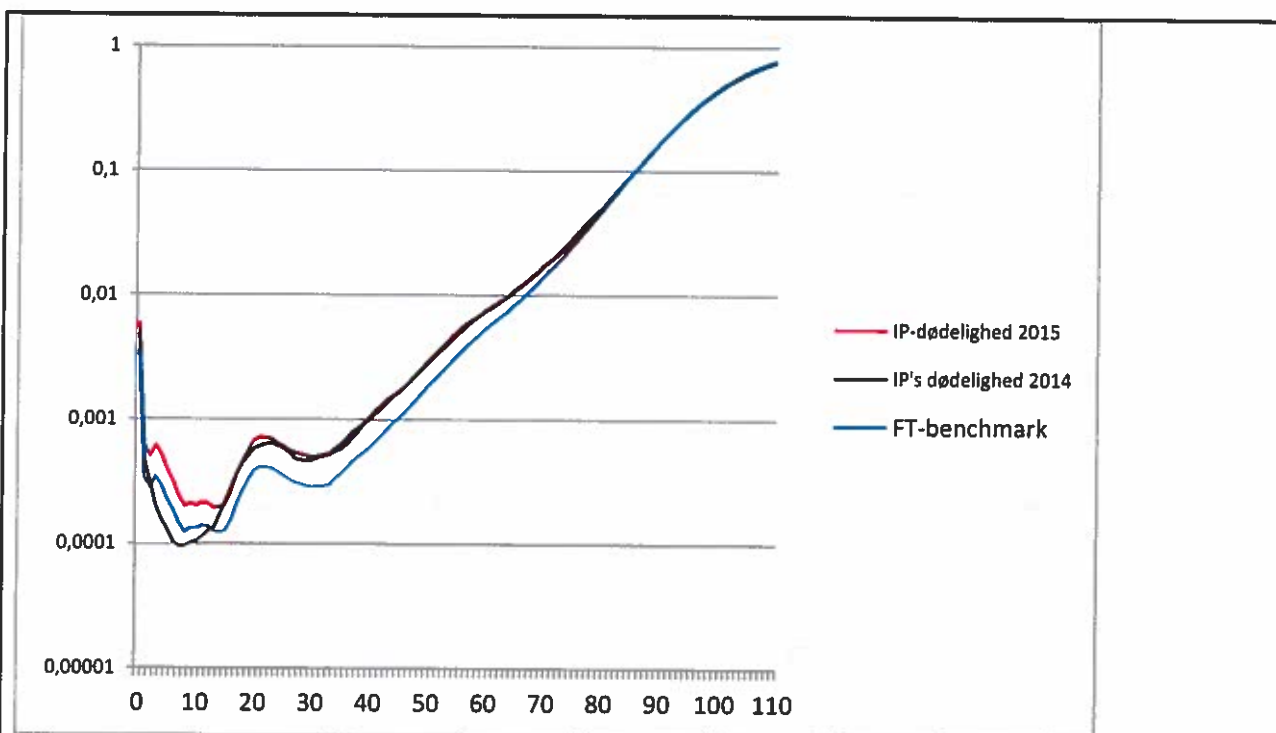
Dødeligheden er fastsat på baggrund af den estimerede model-dødelighed som resultat af dødelighedsanalysen lavet på hele bestanden, dvs. både medlemmer på markedsrente og på gennemsnitsrente. Dette svarer til hvordan den hidtidige dødelighed var opgjort. Årsagen til at hele bestanden anvendes er, at 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 22. september 2014. 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).



Selve analysen med testresultater vedlægges som bilag til anmeldelsen.

Den nye dødsintensitet inkl. fremtidige levetidsforbedringer giver anledning til nedenstående forventede levealder for en 20-årig (født 1995), 40-årig (født 1975), 60-årig (født 1955) og en 80-årig (født 1935):


Forventede levetider pr. 1. januar 2015				
Fødselsårgang	1995	1975	1955	1935
Forventet levealder ved:				
20 år	86,3			
30 år	86,6			
40 år	86,9	84,8		
50 år	87,3	85,5		
60 år	88,1	86,6	84,7	
70 år	89,2	88,0	86,7	
80 år	90,8	90,2	89,5	88,8
90 år	94,7	94,5	94,3	94,1


I forhold til markedsværdigrundlaget 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

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.

<p>Redegørelse for de økonomiske konsekvenser for forsikringstagerne</p> <p>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.</p> <p>Redegørelsen skal som minimum overholde kravene i bekendtgørelsens § 3, stk. 1, og stk. 3-5.</p> <p>Der er ingen økonomiske konsekvenser for forsikringstagerne, idet ændringerne alene påvirker de regnskabsmæssige hensættelser.</p>
<p>Redegørelse for de juridiske konsekvenser for livsforsikringsselskabet</p> <p>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.</p> <p>Der er ingen juridiske konsekvenser for forsikringsselskabet, da ændringerne kun vedrører de satser, som anvendes til opgørelse af de regnskabsmæssige hensættelser.</p>
<p>Redegørelse for de økonomiske og aktuarmæssige konsekvenser for livsforsikringsselskabet</p> <p>Livsforsikringsselskabet skal redegøre for de økonomiske og aktuarmæssige konsekvenser for livsforsikringsselskabet, jf. bekendtgørelsens § 2, stk. 6. Er der ingen konsekvenser, skal livsforsikringsselskabet redegøre herfor.</p> <p>Redegørelsen skal som minimum overholde kravene i bekendtgørelsens § 3, stk. 2, og stk. 6-7.</p> <p>Redegørelsen kan alternativt anføres i "Redegørelse i henhold til § 6, stk. 1.", jf. bekendtgørelsens § 6, stk. 1.</p> <p>Ændring af dødeligheden i markedsværdigrundlaget påvirker de regnskabsmæssige livsforsikringshensættelser, men som nævnt kun for den del af medlemsbestanden, som er tilbage i gennemsnitsrentemiljøet.</p> <p>Den økonomiske effekt for selskabet vurderes ultimo september 2014 at medføre en stigning i livsforsikringshensættelserne på ca. 52 mio. kr. og dermed et tilsvarende fald i det kollektive bonuspotentiale.</p> <p>For de garanterede ydelser henholdsvis garanterede fripolicydelser er der tale om en stigning på ca. 53 mio. kr., mens bonuspotentiale på fripolicydelserne falder med ca. 1 mio. kr.</p> <p>Påvirkningen af livsforsikringshensættelserne skal ses i forhold til, at de samlede livsforsikringshensættelser, som er tilbage i gennemsnitsrentemiljøet, ligger på et niveau på 5,4 mia. kr.</p> <p>Da de tekniske grundlag er unisex-grundlag, er dødeligheden til opgørelse af hensættelserne til markedsværdi omsat til en unisex-dødelighed. I forhold til de to metoder, som Finanstilsynet har beskrevet i brev af 24. april 2012, anvender vi den første metode til at finde unisex-dødeligheden.</p> <p>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 de økonomiske konsekvenser ved at gøre vægtene tidsafhængige er af mindre betydning.</p>
<p>Navn</p> <p>Angivelse af navn</p> <p>Adm. direktør Laila Mortensen</p>
<p>Dato og underskrift</p> <p>18. december 2014 </p>
<p>Navn</p> <p>Angivelse af navn</p> <p>Ansvarshavende aktuar Rikke Francis</p>

Dato og underskrift
18. december 2014 
Navn Angivelse af navn
Dato og underskrift

Gennemsnitsrente - Markedsværdigrundlag (regnskabsmæssige hensættelser)

Gældende fra 31. december 2014
Anmeldt den 18. december 2014
Erstatter anmeldelse af 20. december 2013

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 tarifføres 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 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

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

og

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

$PAS(210,mv)$ 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:

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

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 $m= \text{grl1}, \text{grl2}$.

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

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.

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

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

Satsen $\text{ssh}(\text{fri},gk)$ 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 $m=grl1, grl2$:

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

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:

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

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 $BF(p,tx)$, $x=1, 2$:

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

Her er $tx = (tx(gr1), tx(gr2))$, for $x = 1, 2$

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

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

2.10 Forhøjelse af bonuspotentiale på præmien på policeniveau

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

2.11 Forhøjelse af bonuspotentiale på fripolicyen på policeniveau

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

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

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 $m=gr1, gr2$. Usikkerheden er altså beskrevet ved de 4 tariffer $t1(gr1)$, $t1(gr2)$ og $t2(gr1)$, $t2(gr2)$. 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 fripolicyudgifter beregnes som:

$RT-GFY[p,mv,tx(m), x=1, 2; m=gr1, gr2] =$

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

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.

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

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

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

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---

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:

$$\mu_{x,y}^{IP} = \mu_{x,2015}^{IP} \times (1 - LF_x)^{y-2015}$$

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

gældende fra 31. december 2014, hvor

- x angiver medlemmets alder
- y angiver årstallet for beregning af dødeligheden
- $\mu_{x,2015}^{IP}$ angiver modeldødeligheden 2015 for Industriens Pension, beregnet med udgangspunkt Finanstilsynets offentliggjorte benchmark for dødeligheden den 22. september 2014 og efter de af Finanstilsynet angivne retningslinjer
- $LF_x^{FT,M}$ angiver den af Finanstilsynet i 2014 offentliggjorte levetidsforbedring for mænd
- $LF_x^{FT,K}$ angiver den af Finanstilsynet i 2014 offentliggjorte levetidsforbedring for kvinder
- w_x angiver andelen af kvinder i medlemsbestanden i alder x opgjort pr. 1. oktober 2014

$\mu_{x,2015}^{IP}$, LF_x og w_x er tabelleret i afsnit 4.6 herunder.

Der regnes ikke med differentierede dødeligheder, hvorved

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

4.2.2 Invaliditet

Der anvendes følgende intensitet for invaliditet:

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

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

4.4 Risikotillæg

Tariffen t1 (både gr1 og gr2) 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

4.5 Øvrige parametre

Sandsynligheden for at forsikringen omskrives til fripolicy eller tilbagekøbes:

- ssh(fri, gk) = 1, gældende fra 1. januar 2003

Sandsynligheden for at forsikringen genkøbes:

- ssh(gk) = 1, gældende fra 30. december 2005

4.6 Faktiske værdier for dødelighedsformlen i afsnit 4.2

Tabel 1: Dødeligheden $\mu_{x,2015}^{IP}$ for hver alder x:

alder	fødselsår	dødelighed
0	2015	0,00588577
1	2014	0,00060856
2	2013	0,00051055
3	2012	0,00061786
4	2011	0,00052263
5	2010	0,00039875
6	2009	0,00031829
7	2008	0,00024631
8	2007	0,00020160
9	2006	0,00020999
10	2005	0,00020443
11	2004	0,00021469
12	2003	0,00021127
13	2002	0,00019464
14	2001	0,00019664
15	2000	0,00020616
16	1999	0,00025635
17	1998	0,00035785
18	1997	0,00046044
19	1996	0,00056137
20	1995	0,00067969
21	1994	0,00072061
22	1993	0,00070890
23	1992	0,00069829
24	1991	0,00065140
25	1990	0,00061099
26	1989	0,00057385
27	1988	0,00054193
28	1987	0,00052777
29	1986	0,00051290
30	1985	0,00050006
31	1984	0,00050489
32	1983	0,00050633
33	1982	0,00051928
34	1981	0,00058299
35	1980	0,00062985
36	1979	0,00069920

alder	fødselsår	dødelighed
37	1978	0,00078839
38	1977	0,00085866
39	1976	0,00092733
40	1975	0,00099962
41	1974	0,00109920
42	1973	0,00121394
43	1972	0,00136788
44	1971	0,00152226
45	1970	0,00164756
46	1969	0,00181774
47	1968	0,00202349
48	1967	0,00226069
49	1966	0,00254575
50	1965	0,00284867
51	1964	0,00314831
52	1963	0,00346321
53	1962	0,00382643
54	1961	0,00424630
55	1960	0,00470575
56	1959	0,00522307
57	1958	0,00577706
58	1957	0,00632173
59	1956	0,00690614
60	1955	0,00758466
61	1954	0,00813422
62	1953	0,00866647
63	1952	0,00925053
64	1951	0,00984247
65	1950	0,01074645
66	1949	0,01162259
67	1948	0,01265260
68	1947	0,01385578
69	1946	0,01507733
70	1945	0,01687593
71	1944	0,01836797
72	1943	0,01993138
73	1942	0,02187671

alder	fødselsår	dødelighed
74	1941	0,02417300
75	1940	0,02715539
76	1939	0,03021540
77	1938	0,03382292
78	1937	0,03785976
79	1936	0,04243396
80	1935	0,04716466
81	1934	0,05392825
82	1933	0,06177150
83	1932	0,07061128
84	1931	0,08083560
85	1930	0,09154004
86	1929	0,10351217
87	1928	0,11691186
88	1927	0,13186910
89	1926	0,14910491
90	1925	0,16880511
91	1924	0,19049398
92	1923	0,21394769
93	1922	0,23924452
94	1921	0,26557847
95	1920	0,29373050
96	1919	0,32353328
97	1918	0,35488328
98	1917	0,38747939
99	1916	0,42102762
100	1915	0,45521047
101	1914	0,48969083
102	1913	0,52424858
103	1912	0,55854961
104	1911	0,59243262
105	1910	0,62553897
106	1909	0,65752840
107	1908	0,68816839
108	1907	0,71837880
109	1906	0,74672050
110	1905	0,77297693

Tabel 2: Forventet levetidsforbedring LF_x fra 2015 for hver alder x:

alder	levetidsforbedring
0	0,03823333
1	0,04025709
2	0,04268048
3	0,04674762
4	0,04996153
5	0,05249459
6	0,05410046
7	0,05443397
8	0,05271597
9	0,05141796
10	0,05066266
11	0,04743728
12	0,04487937
13	0,04187413
14	0,03723341
15	0,03261486
16	0,02981314
17	0,02667390
18	0,02460060
19	0,02407871
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	0,01773497
56	0,01830074
57	0,01899709
58	0,01957327
59	0,01996233
60	0,02033247
61	0,02055940
62	0,02060595
63	0,02064827
64	0,02061094
65	0,02087804
66	0,02063340
67	0,02031602
68	0,01986677
69	0,01932058
70	0,01942444
71	0,01881730
72	0,01813760
73	0,01753504

alder	levetidsforbedring
74	0,01696711
75	0,01679072
76	0,01619839
77	0,01558866
78	0,01488394
79	0,01412628
80	0,01317975
81	0,01233404
82	0,01143010
83	0,01049550
84	0,00951874
85	0,00863516
86	0,00781363
87	0,00699349
88	0,00613944
89	0,00530616
90	0,00445488
91	0,00365378
92	0,00312235
93	0,00274054
94	0,00251014
95	0,00234352
96	0,00216724
97	0,00189819
98	0,00167664
99	0,00154695
100	0,00152198
101	0,00160879
102	0,00169101
103	0,00177527
104	0,00173121
105	0,00162880
106	0,00152905
107	0,00143245
108	0,00136760
109	0,00131781
110	0,00127632

Tabel 3: w_x andelen af kvinder i alder x : pr. 31. oktober 2014

alder	andel kvinder	andel mænd
0-19	0,25	0,75
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	0,27	0,73
60-64	0,25	0,75
65-69	0,19	0,81
70-74	0,12	0,88
75-79	0,08	0,92
80-110	0,11	0,89

---oo0oo---

Analyse af dødeligheden i Industriens Pension i forhold til Finanstilsynets benchmark

Efteråret 2014

Dødelighedsanalysen for bestanden i Industriens Pension er lavet efter retningslinjerne angivet i Finanstilsynets breve af 19. maj 2011 og 24. april 2012 samt i det opdaterede benchmark for levetidsforudsætninger af 22. september 2014.

For perioden 2009-2013 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 2009 til 2013. Bestanden var ved udgangen af 3. kvartal 2014 på knap 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 eksposering og hændelser lagt sammen på tværs af årene 2009-2013. Samtidig er eksposering og dødsfald samlet i aldersintervaller á 5 år. De ældste og de yngste er dog samlet i større aldersintervaller. Eksposeringen er opgjort i *person x år*, altså en eksposering på 1 er én person i ét år.

Tabel 1. Oversigt over eksposering og antal dødsfald i perioden 2009-2013

Alder	Kvinder			Mænd		
	Eksposering	Antal døde	O/E-rate	Eksposering	Antal døde	O/E-rate
0-19	1.529	1	0,07%	5.751	0	0,00%
20-24	20.041	1	0,00%	81.561	42	0,05%
25-29	29.043	2	0,01%	125.116	76	0,06%
30-34	42.336	10	0,02%	159.157	104	0,07%
35-39	60.264	22	0,04%	197.656	220	0,11%
40-44	72.500	65	0,09%	214.081	341	0,16%
45-49	75.707	111	0,15%	211.997	594	0,28%
50-54	61.595	209	0,34%	168.938	786	0,47%
55-59	49.896	231	0,46%	139.998	1.073	0,77%
60-64	33.241	231	0,69%	113.062	1.170	1,03%
65-69	10.442	98	0,94%	57.487	891	1,55%
70-74	1.249	21	1,68%	12.541	296	2,36%
75-79	105	0	0,00%	1.438	52	3,62%
80-110	24	0	0,00%	162	13	8,02%

Medlemmerne i Industriens Pension er hovedsageligt beskæftiget i typiske mandefag. Det betyder også, at 77 % af den samlede bestand er mænd. Datagrundlag vedr. mænd er således noget større end datagrundlaget for kvinder. Tabel 2 viser medlemmernes fordeling på køn og alder (5 års intervaller) pr. 1. oktober 2014.

Tabel 2. IP's bestand pr. 1. oktober 2014

Alder	Antal kvinder	Antal mænd
0-19	452	1.366
20-24	3.520	14.584
25-29	4.876	22.916
30-34	6.483	26.327
35-39	9.752	34.021
40-44	12.842	39.441
45-49	15.124	43.194
50-54	13.880	38.489
55-59	11.254	30.674
60-64	7.643	23.484
65-69	4.008	17.051
70-74	881	6.555
75-79	78	935
80-110	9	75

Den statistiske analyse – bestemmelse af β -parametre

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

Mænd

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

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

Testet giver en chisquare teststørrelse på 746,83, 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 0,26302, som vurderet i en χ^2 -fordeling med 1 frihedsgrad giver en accept af hypotesen (testsandsynligheden er 0,6081). 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 251,55, 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 estimer (estimeret i en model hvor $\beta_3^M = 0$).

Tabel 3. β 'er mænd

Parameter	Estimat denne analyse	Estimat 2013 analyse	Estimat 2012 analyse
β_1^M	0,2442	0,2799	0,3278
β_2^M	0,3381	0,3077	0,2517
β_3^M	0,0000	0,0000	0,0000

Kvinder

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

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

Testet giver en chisquare teststørrelse på 79,337, 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 0,3789, som vurderet i en χ^2 -fordeling med 1 frihedsgrad giver en accept af hypotesen (testsandsynligheden er 0,5382). 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 54,359, 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 estimer (estimeret i en model hvor $\beta_3^K = 0$)

Tabel 4. β 'er kvinder

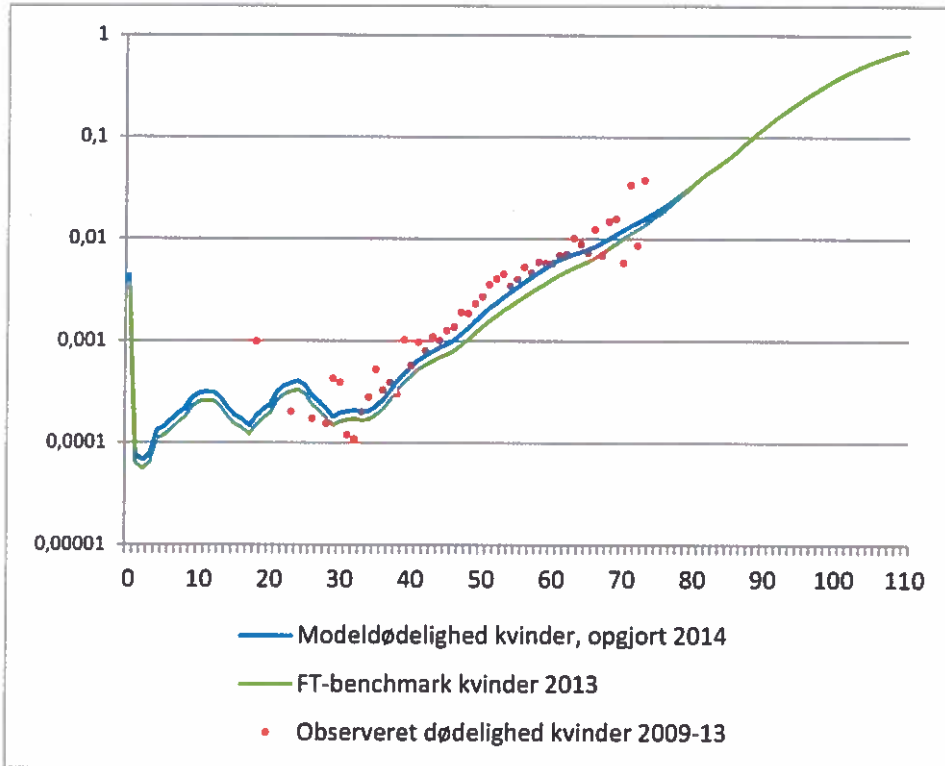
Parameter	Estimat denne analyse	Estimat 2013 analyse	Estimat 2012 analyse
β_1^K	-0,1736	-0,1214	-0,0357
β_2^K	0,3631	0,3540	0,2766
β_3^K	0,0000	0,0000	0,0000

Grafisk fremstilling

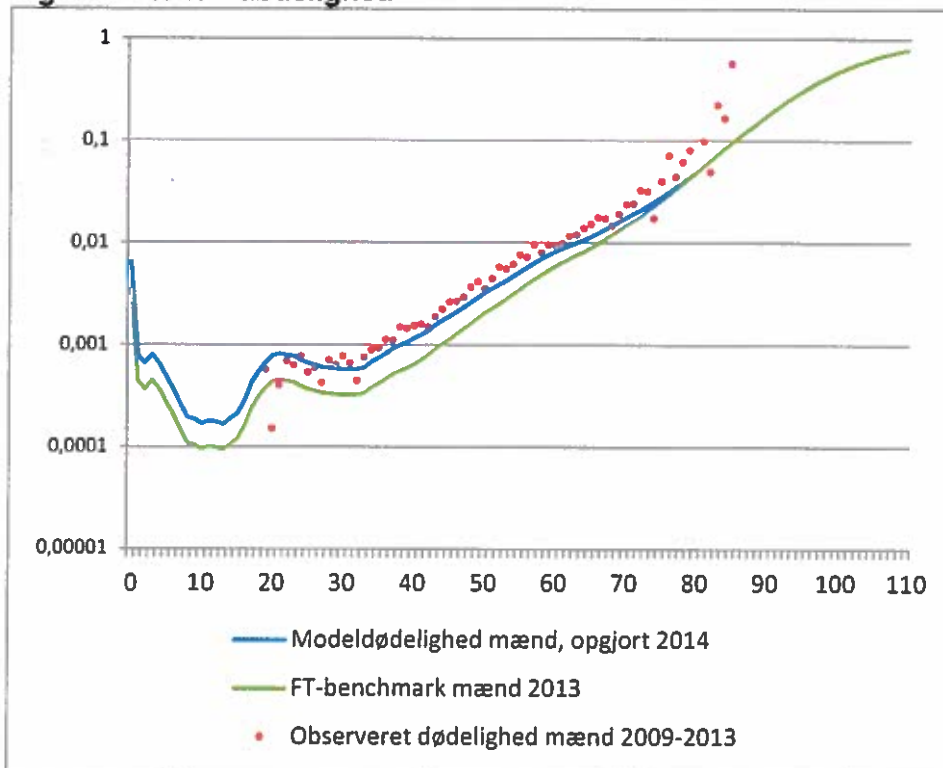
I figurerne nedenfor vises:

- Modeldødeligheden opgjort i denne analyse, hvor betaer blev bestemt ud fra dødelighed i 2009-2013 og udgangspunktet for modeldødeligheden var FT-benchmark for 2013. (modeldødelighed baseret på FT-benchmark 2009-2013)
- FT-benchmark dødelighed for 2013
- De observerede dødelighedsrater for årene 2009-2013 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



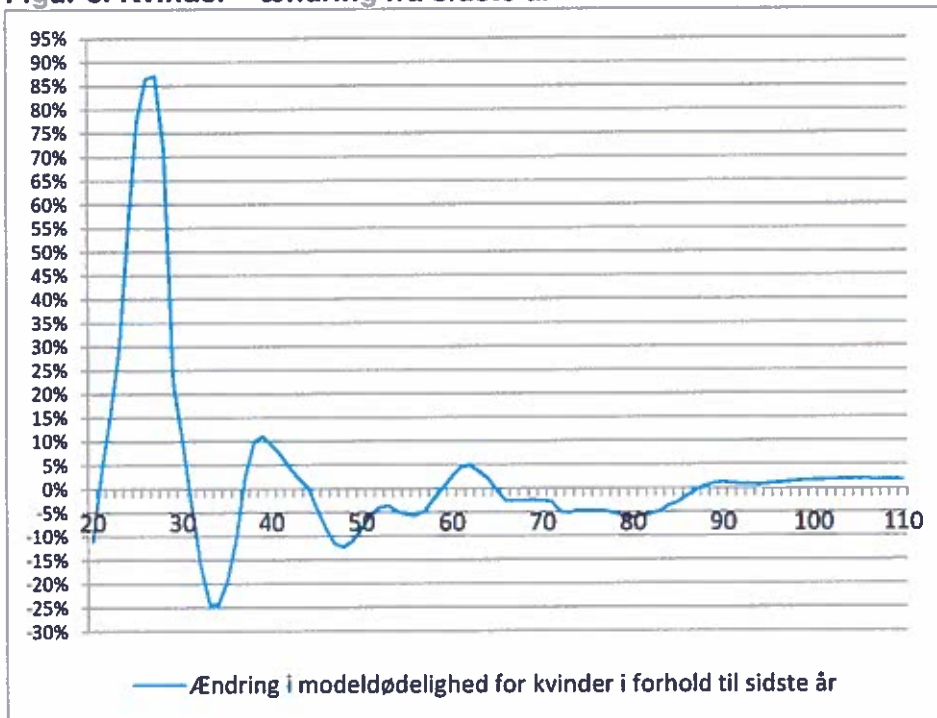
Figur 2. Mænd - dødelighed



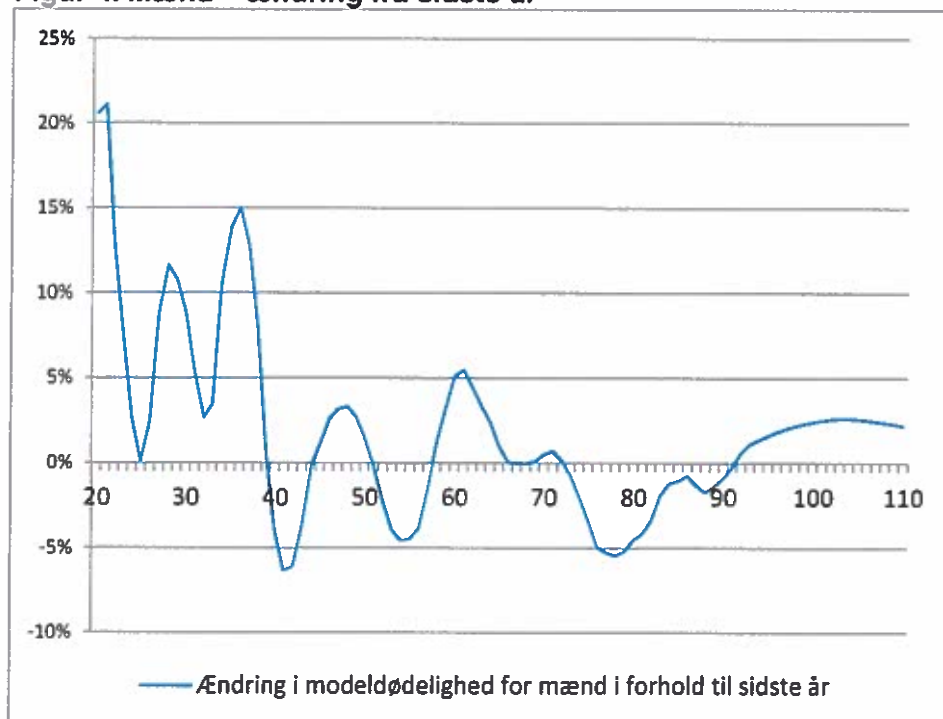
Sammenligning med modeldødelighed sidste år, kønsopdelt

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. Der er faktisk 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. Da der jo ligger en forventning om levetidsforbedringer indlejret i modellen, så er modeldødeligheden sidste år fremskrevet med 1 års levetidsforbedringer, for at bringe den på samme år som dette års modeldødelighed. Figurerne illustrerer altså de ændringer i modeldødeligheden, som ligger ud over de forventede levetidsforbedringer.

Figur 3. Kvinder – ændring fra sidste år



Figur 4. Mænd – ændring fra sidste år



Unisex grundlag dødelighed

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

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

Fastsættelse af aldersafhængig kønsfordeling

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

Kønsfordelingen i Industriens Pension fastsættes ud fra bestanden pr. 1. oktober 2014. For at eliminere tilfældige udsving i kønsfordelingen for enkelte årgange, fastsættes den i 5-årige intervaller.

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

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

Tabel 5. Aldersafhængig kønsfordeling

Alder	Andel kvinder	Andel mænd
0-19	0,25	0,75
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	0,27	0,73
60-64	0,25	0,75
65-69	0,19	0,81
70-74	0,12	0,88
75-79	0,08	0,92
80-110	0,11	0,89

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 2015 niveau. De beregnede dødeligheder for hvert køn vægtes nu sammen med den aldersafhængige kønsvægt.

For k lig K og M

$$\mu_{x,2014}^k = (1 - LF_x^k)^{(2015-2013)} \exp(\beta_1^k r_1(x) + \beta_2^k r_2(x) + \beta_3^k r_3(x)) \mu_{x,2013}^{FT,k}$$

Nu findes så unisex-dødeligheden

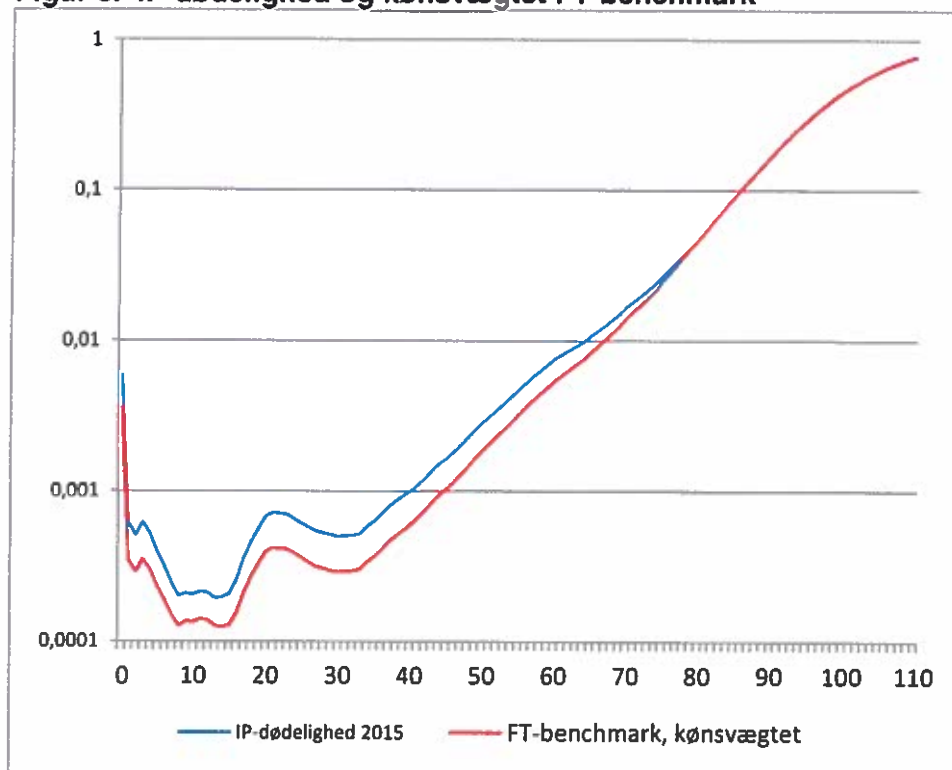
$$\mu_{x,2015} = w_x \cdot \mu_{x,2015}^K + (1 - w_x) \cdot \mu_{x,2015}^M$$

Denne modeldødelighed omtales fremadrettet som IP-dødelighed 2015 og er tabelleret i bilag 1.

Sammenligning mellem kønsvægtet FT-benchmark og modeldødelighed

I figuren nedenfor er modeldødeligheden (IP-dødelighed 2015) 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 2014 og 2015

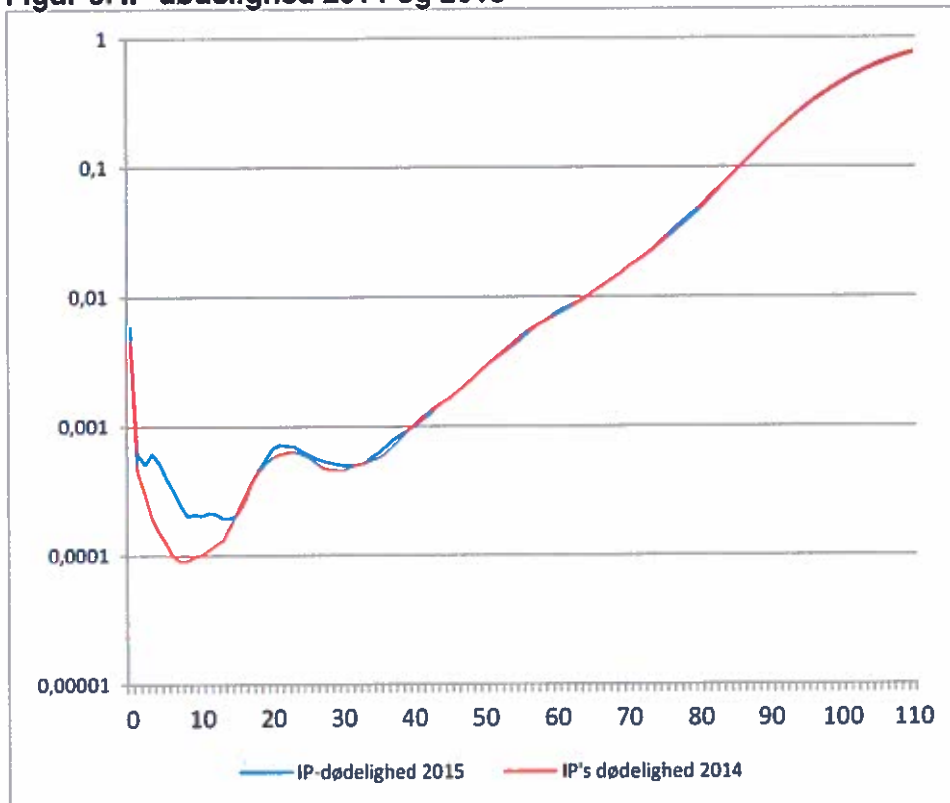
I figuren nedenfor sammenlignes IP-dødelighed 2014 (den der blev estimeret i 2013) med IP-dødelighed 2015 (estimeret i 2014).

IP-dødeligheden for 2014 er fremskrevet med et års levetidsforbedringer, for at bringe den på 2015-niveau.

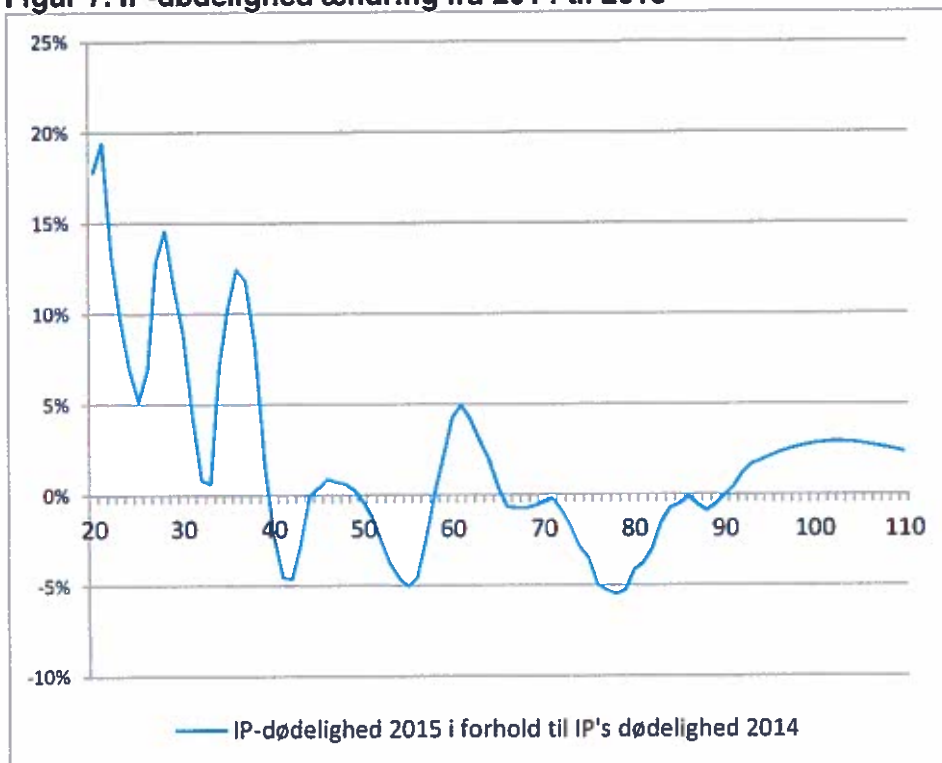
Første figur viser de to dødeligheder i figur med logaritmisk skala og næste figur vises den procentvise ændring i dødeligheden fra 2014 til 2015.

I figuren med procentvis ændring startes først ved alder 20, da de store udsving i alder 0-19 ikke har nogen videre betydning i forhold til IP.

Figur 6. IP-dødelighed 2014 og 2015



Figur 7. IP-dødelighed ændring fra 2014 til 2015



Her kan ses at ændringen i dødelighed for personer under 40 år faktisk er ganske betydelig, men da dødeligheden for personer under 40 er ganske lille, har selv forholdsvis store ændringer ikke så

stor en betydning.

Unisex levetidsforbedringer 2015

For at bestemme unisex levetidsforbedringer for IP i 2015 laves et vægtet gennemsnit af FT-benchmark offentliggjort i 2014 for levetidsforbedringer for hhv. mænd og kvinder. Som vægte er kønsfordelingen angivet i

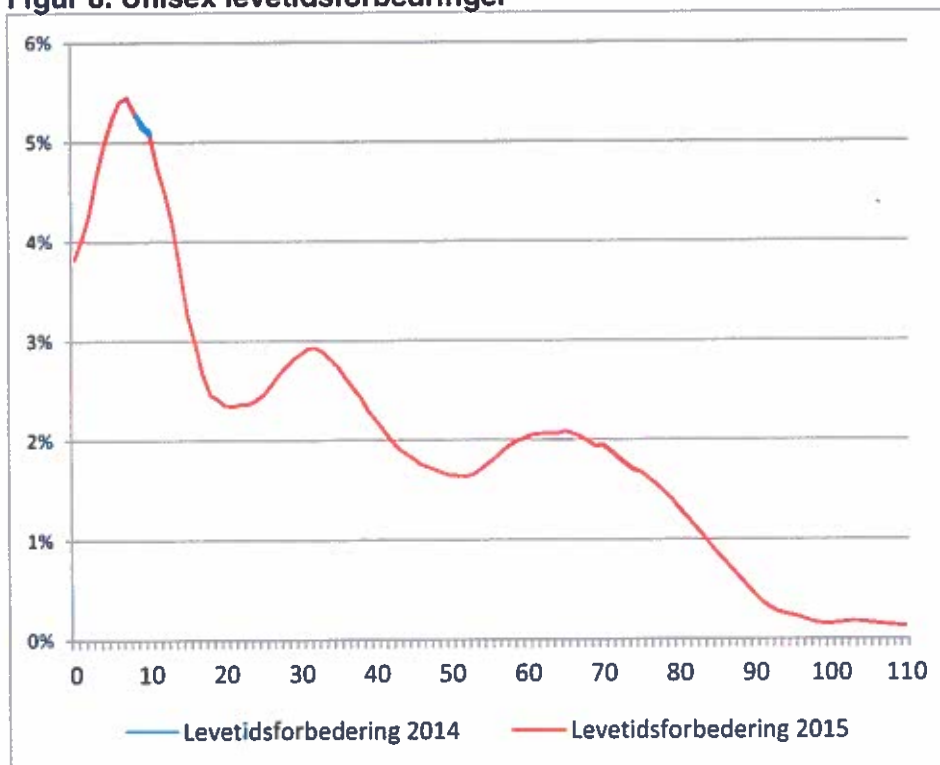
Tabel 5 brugt.

Unisex levetidsforbedringen er tabelleret i bilag 2.

I figuren nedenfor sammenlignes levetidsforbedringerne, der er gældende i 2014 med den køns-sammenvægtede levetidsforbedring gældende for 2015.

Da FT-benchmark for levetidsforbedringer er uændret fra 2013 til 2014, så er det alene ændringer i kønsvægtene, som giver anledning til forskel. Disse forskelle er dog så små, at det ikke kan ses af figuren.

Figur 8. Unisex levetidsforbedringer



Anvendelse af IP-dødelighed 2015 og unisex levetidsforbedringer 2015

Der indstilles til, at den estimerede dødelighed IP-dødelighed 2015 samt unisex levetidsforbedringer 2015, tabelleret i bilag 1 hhv. 2 anvendes fra 31. december 2014 i Industriens Pensions i markedsværdigrundlaget og tarifieringsgrundlaget for markedsrente.

Bilag 1. Unisex model dødelighed for 2015

alder	fødselsår	dødelighed
0	2015	0,00588577
1	2014	0,00060856
2	2013	0,00051055
3	2012	0,00061786
4	2011	0,00052263
5	2010	0,00039875
6	2009	0,00031829
7	2008	0,00024631
8	2007	0,00020160
9	2006	0,00020999
10	2005	0,00020443
11	2004	0,00021469
12	2003	0,00021127
13	2002	0,00019464
14	2001	0,00019664
15	2000	0,00020616
16	1999	0,00025635
17	1998	0,00035785
18	1997	0,00046044
19	1996	0,00056137
20	1995	0,00067969
21	1994	0,00072061
22	1993	0,00070890
23	1992	0,00069829
24	1991	0,00065140
25	1990	0,00061099
26	1989	0,00057385
27	1988	0,00054193
28	1987	0,00052777
29	1986	0,00051290
30	1985	0,00050006
31	1984	0,00050489
32	1983	0,00050633
33	1982	0,00051928
34	1981	0,00058299
35	1980	0,00062985
36	1979	0,00069920

alder	fødselsår	dødelighed
37	1978	0,00078839
38	1977	0,00085866
39	1976	0,00092733
40	1975	0,00099962
41	1974	0,00109920
42	1973	0,00121394
43	1972	0,00136788
44	1971	0,00152226
45	1970	0,00164756
46	1969	0,00181774
47	1968	0,00202349
48	1967	0,00226069
49	1966	0,00254575
50	1965	0,00284867
51	1964	0,00314831
52	1963	0,00346321
53	1962	0,00382643
54	1961	0,00424630
55	1960	0,00470575
56	1959	0,00522307
57	1958	0,00577706
58	1957	0,00632173
59	1956	0,00690614
60	1955	0,00758466
61	1954	0,00813422
62	1953	0,00866647
63	1952	0,00925053
64	1951	0,00984247
65	1950	0,01074645
66	1949	0,01162259
67	1948	0,01265260
68	1947	0,01385578
69	1946	0,01507733
70	1945	0,01687593
71	1944	0,01836797
72	1943	0,01993138
73	1942	0,02187671

alder	fødselsår	dødelighed
74	1941	0,02417300
75	1940	0,02715539
76	1939	0,03021540
77	1938	0,03382292
78	1937	0,03785976
79	1936	0,04243396
80	1935	0,04716466
81	1934	0,05392825
82	1933	0,06177150
83	1932	0,07061128
84	1931	0,08083560
85	1930	0,09154004
86	1929	0,10351217
87	1928	0,11691186
88	1927	0,13186910
89	1926	0,14910491
90	1925	0,16880511
91	1924	0,19049398
92	1923	0,21394769
93	1922	0,23924452
94	1921	0,26557847
95	1920	0,29373050
96	1919	0,32353328
97	1918	0,35488328
98	1917	0,38747939
99	1916	0,42102762
100	1915	0,45521047
101	1914	0,48969083
102	1913	0,52424858
103	1912	0,55854961
104	1911	0,59243262
105	1910	0,62553897
106	1909	0,65752840
107	1908	0,68816839
108	1907	0,71837880
109	1906	0,74672050
110	1905	0,77297693

Bilag 2. Unisex levetidsforbedringer 2015

alder	levetidsforbedring
0	0,03823333
1	0,04025709
2	0,04268048
3	0,04674762
4	0,04996153
5	0,05249459
6	0,05410046
7	0,05443397
8	0,05271597
9	0,05141796
10	0,05066266
11	0,04743728
12	0,04487937
13	0,04187413
14	0,03723341
15	0,03261486
16	0,02981314
17	0,02667390
18	0,02460060
19	0,02407871
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	0,01773497
56	0,01830074
57	0,01899709
58	0,01957327
59	0,01996233
60	0,02033247
61	0,02055940
62	0,02060595
63	0,02064827
64	0,02061094
65	0,02087804
66	0,02063340
67	0,02031602
68	0,01986677
69	0,01932058
70	0,01942444
71	0,01881730
72	0,01813760
73	0,01753504

alder	levetidsforbedring
74	0,01696711
75	0,01679072
76	0,01619839
77	0,01558866
78	0,01488394
79	0,01412628
80	0,01317975
81	0,01233404
82	0,01143010
83	0,01049550
84	0,00951874
85	0,00863516
86	0,00781363
87	0,00699349
88	0,00613944
89	0,00530616
90	0,00445488
91	0,00365378
92	0,00312235
93	0,00274054
94	0,00251014
95	0,00234352
96	0,00216724
97	0,00189819
98	0,00167664
99	0,00154695
100	0,00152198
101	0,00160879
102	0,00169101
103	0,00177527
104	0,00173121
105	0,00162880
106	0,00152905
107	0,00143245
108	0,00136760
109	0,00131781
110	0,00127632