

## Anmeldelse af teknisk grundlag m.v.

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 livsforsikringselskaber: livsforsikringsaktieselskaber, tværgående pensionskasser og filialer af udenlandske selskaber, der har tilladelse til at drive livsforsikringsvirksomhed efter § 11 i lov om finansiel virksomhed.

### Brevdato

30. december 2016

### Livsforsikringsselskabets navn

PFA Pension

### Overskrift

Livsforsikringsselskabet angiver en præcis og sigende titel på anmeldelsen.

Justering af markedsværdigrundlag

### Resume

Livsforsikringsselskabet skal udarbejde et resumé, der giver et fyldestgørende billede af anmeldelsen.

Markedsværdigrundlaget, der anvendes ved opgørelse af hensættelser til livsforsikringsforpligtelser, opdateres. Opdateringerne vedrører de underliggende biometriske risici og omfatter dødelighed, invalide-dødelighed og invaliditets- og reaktiveringsforudsætninger. Dødeligheden opdateres med Finanstilsynets seneste levetidsbenchmark.

Ny erfaringstariferingsmodel for TAE-produkter anmeldes. Modellen anvendes ved opgørelse af hensættelser til eventuelle TAE-produkter i PFA Plus samt ved beregning af kostpriser.

Ved opgørelse af hensættelser til TAE-produkter for PFA Plus inkluderes faktorer, der angiver forskelle for varianter af TAE-produkterne.

Ved opgørelse af hensættelser til forsikringer for PFA Plus anvendes den individuelt aftalte prisperiode som kontraktafgrænsning, mens nytegning og ændring af policer indregnes 1 dag før risikoperiodens start.

Visse af de anmeldte elementer vedrører dækninger tegnet som syge- og ulykkesforsikring.

Fortjenstmargen for policer under kontribution sættes til 0 kr. i primo- og ultimobalancen for 2016.

### Lovgrundlaget

Livsforsikringsselskabet skal angive, hvilket/hvilke nr. i lovens § 20, stk. 1, anmeldelsen vedrører.

§ 20, stk. 1, nr. 6, i lov om finansiel virksomhed.

### Ikrafttrædelse

Livsforsikringsselskabet skal angive datoen for anmeldelsens ikrafttrædelse.

Anmeldelsen træder i kraft med regnskabsmæssig virkning fra 31. december 2016, dog træder ændringen af fortjenstmargen for policer under kontribution i primobalancen for 2016 i kraft med regnskabsmæssig virkning fra 1. januar 2016. Ændringerne til markedsværdigrundlaget indgår i beregningen af overførselstillæg, der tilbydes i januar 2017 og indgår i overførsler med valør primo februar 2017, jf. reglerne om

overførelstillæg.

**Ændrer følgende tidligere anmeldte forhold.**

Livsforsikringselskabet skal angive, hvilken tidligere anmeldelse eller hvilke tidligere anmeldelser denne anmeldelse ophæver eller ændrer.

Denne anmeldelse ændrer anmeldelsen "Justering af markedsværdigrundlag" af 30. november 2015 samt "Opgørelse af hensættelser til livsforsikringsforpligtelser" af 30. juni 2016.

**Angivelse af forsikringsklasse**

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

Anmeldelsen vedrører forsikringsklasse I, III og VI.

**Anmeldelsens indhold med matematisk beskrivelse og gennemgang af de anmeldte forhold.**

Livsforsikringselskabet 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.

PFA Pensions bestand af livsforsikringer er opdelt i to dele:

- **PFA Plus:** Består af de policer, der administreres i PFA Plus-systemet, hvilket primært er unit-link (markedsrente) forsikringer.
- **KR:** Er den resterende del af bestanden og administreres i KR-systemet. Dette er primært gennemsnitsrente-produkter, men også forsikringer uden for kontribution.

Ved opgørelse af livsforsikringshensættelserne for KR anvendes kønsafhængige parametre. Unisex-parametre anvendes ved opgørelse af hensættelser for PFA Plus samt til beregning af overførelstillæg for rene unisex-policer i gennemsnitsrentebestanden.

**Dødelighedsintensiteter**

Basisdødeligheden for hele aldre  $x$  og køn  $k$  primo 2016 modelleres ved Finanstilsynets dødelighedsmodel,

$$\mu_{2016,x}^k = e^{\beta_1^k r_1(x-\frac{1}{2}) + \beta_2^k r_2(x-\frac{1}{2}) + \beta_3^k r_3(x-\frac{1}{2})} \mu_{2015,x}^{FT,k} (1 - R_x^k)^{\frac{1}{2}},$$

hvor  $\mu_{2015,x}^{FT,k}$  angiver Finanstilsynets benchmark for den observerede nuværende dødelighed medio 2015 for alder  $x$  og køn  $k$ , og hvor  $R_x^k$  angiver de af Finanstilsynets senest estimerede forventede fremtidige levetidsforbedringer for alder  $x$  og køn  $k$ . Funktionerne  $\mathbf{r} = (r_1, r_2, r_3)^T$  er givet ved

$$r_i(x) = \begin{cases} 1, & x \leq x_{i-1}, \\ \frac{x_i - x}{x_i - x_{i-1}}, & x_{i-1} < x \leq x_i, \\ 0, & x_i < x, \end{cases}$$

for  $i = 1, 2, 3$  og  $(x_0, x_1, x_2, x_3) = (40, 60, 80, 100)$ . For  $x > 110$  anvendes konstant parametrene fra alder 110 givet ved  $\mu_{2015,110}^{FT,k}$  og  $R_{110}^k$ .

Det kønsafhængige benchmark for den nuværende observerede dødelighed medio 2015 og senest forventede fremtidige levetidsforbedringer er offentliggjort for heltallige aldre af Finanstilsynet d. 18. november 2016. For ikke-heltallige aldre interpoleres lineært imellem de nærmeste heltallige værdier for den observerede nuværende dødelighed og de forventede fremtidige levetidsforbedringer.

Parameterestimaterne i modellen er baseret på data fra perioden 2011-2015. Resultatet af analysen fremgår af Tabel 1.

For et generelt  $t > 2016$  er dødeligheden givet ved

$$\mu_{t,x}^k = \mu_{2016,x}^k (1 - R_x^k)^{t-2016}.$$

	Mænd	Kvinder
$\beta_1^k$	-0,00191844	0,00000000
$\beta_2^k$	-0,13843093	0,00000000
$\beta_3^k$	0,00000000	0,00000000

Tabel 1:  $\beta$ -estimer for PFA Pensions bestandsdødelighed i Finanstilsynets seneste benchmarkmodel.

Til opgørelse af risikomargen anvendes yderligere et risikotillæg på dødeligheden, som svarer til at øge de fremtidige levetidsforbedringer for dødeligheden med 0,2 procentpoint i alle aldre fra primo 2016 og en reduktion af den nuværende dødelighed på 5 %:

$$\text{risk} \mu_{t,x}^k = 0,95 \cdot \mu_{2016,x}^k (1 - R_x^k - 0,002)^{t-2016}.$$

Unisex-dødeligheden fremkommer ved et vægtet gennemsnit af den nuværende observerede dødelighed for hver alder:

$$\begin{aligned} \mu_{t,x} &= \mu_{2016,x} (1 - R_x)^{t-2016} \\ &:= (\kappa_b(x) \cdot \mu_{2016,x}^{\text{mand}} + (1 - \kappa_b(x)) \cdot \mu_{2016,x}^{\text{kvinde}}) (1 - \kappa_b(x) R_x^{\text{mand}} - (1 - \kappa_b(x)) R_x^{\text{kvinde}})^{t-2016}, \end{aligned}$$

hvor  $\kappa_b(x) \in [0,1]$  er en bestands-afhængig vægt. Kønsvægtene vurderes uændrede og opdateres ikke i 2016 og fremgår derfor fortsat af anmeldelsen for PFA Pension "Justering af markedsværdigrundlag" af 30. november 2015.

Til opgørelse af risikomargen benyttes samme risikotillæg som for de kønsafhængige dødeligheder, dvs.

$$\text{risk} \mu_{t,x} = 0,95 \cdot \mu_{2016,x} (1 - R_x - 0,002)^{t-2016}.$$

En detaljeret gennemgang af den statistiske analyse af dødeligheden er medtaget i "Redegørelse i henhold til § 6 stk. 1".

### Invalidedødelighedsintensiteter

Invalidedødeligheden for hele aldre  $x$  primo 2016 modelleres ved en korrigeret udgave af Finanstilsynets levetidsmodel. Intensiteten for invalidedødeligheden er givet ved

$$\mu_{2016,x,k,v}^{\text{id}} = e^{\beta_1^{k,v} r_1(x-\frac{1}{2}) + \beta_2^{k,v} r_2(x-\frac{1}{2})} \mu_{2015,x}^{FT,k} (1 - R_x^k)^{\frac{1}{2}},$$

hvor  $x$  angiver alderen,  $k$  angiver køn og  $v$  angiver varigheden af invaliditeten. Der skelnes mellem varigheder på under og over 2 år. Funktionerne  $\mathbf{r} = (r_1, r_2)^T$  er givet ved

$$r_i(x) = \begin{cases} 1, & x \leq x_{i-1}, \\ \frac{x_i - x}{x_i - x_{i-1}}, & x_{i-1} < x \leq x_i, \\ 0, & x_i < x, \end{cases}$$

for  $i = 1, 2$  og  $(x_0, x_1, x_2) = (40, 60, 80)$ . Modifikationen af modellen ved fjernelse af  $\beta_3$  skyldes fraværet af data for aldre over 80 år. Årets analyse er baseret på data fra de seneste fem år, 2011-2015, for mænd og kvinder i aldersintervallet 30-64 år. Resultatet af analysen fremgår af Tabel 2.

	Mænd		Kvinder	
	$v < 2$ år	$v \geq 2$ år	$v < 2$ år	$v \geq 2$ år
$\beta_1^{k,v}$	1,07640	1,19544	0,46011	1,02026
$\beta_2^{k,v}$	2,70587	1,54582	2,89991	1,45071

Tabel 2:  $\beta$ -estimer for PFA Pensions invalidedødelighed i Finanstilsynets seneste benchmarkmodel.

For et generelt  $t > 2016$  er invalidedødeligheden givet ved

$$\mu_{t,x,k,v}^{\text{id}} = \mu_{2016,x,k,v}^{\text{id}} (1 - R_x^k)^{t-2016}.$$



Unisex-invalidedødeligheden fremkommer på samme vis og med samme vægte som for den almindelige dødelighed, se beskrivelsen i forrige afsnit.

Til opgørelse af risikomargen øges de fremtidige levetidsforbedringer for invalidedødeligheden med 0,2 procentpoint i alle aldre fra primo 2016 og den nuværende invalidedødelighed reduceres med 5 % for gennemsnitsrentemiljøet og 20 % for PFA Plus.

### Invalideintensiteter

Invalideintensiteten i markedsværdigrundlaget modelleres ved en log-polynomiel funktion i alderen, idet intensiteten er givet ved

$$\mu_{x,k,b}^{ai} = \exp \left\{ \sum_{i=0}^5 a_{i,k,b} x^i \right\},$$

hvor  $x$  angiver alderen,  $k$  er køn og  $b$  er bestanden. Intensiteterne er estimeret på baggrund af data fra perioden 2011-2015 samt aldersintervallet 20-70 år. Parametrene fremgår af Tabel 3.

Bestand ( $b$ )	Køn ( $k$ )	$a_{0,k,b}$	$a_{1,k,b}$	$a_{2,k,b}$	$a_{3,k,b}$	$a_{4,k,b}$	$a_{5,k,b}$
Gennemsnitsrente	Mænd	26,7345	-5,1605	0,2858	-7,4086E-03	9,2438E-05	-4,4849E-07
	Kvinder	40,2086	-6,8012	0,3601	-9,0762E-03	1,1092E-04	-5,2839E-07
Unit-link	Unisex	31,0525	-5,6953	0,3103	-7,9612E-03	9,8475E-05	-4,7355E-07
	Mænd	-5,1970	-1,6354	0,1390	-4,4303E-03	6,2350E-05	-3,2546E-07
	Kvinder	8,2771	-3,2760	0,2133	-6,0979E-03	8,0834E-05	-4,0536E-07
	Unisex	-0,0054	-2,2333	0,1642	-4,9548E-03	6,7658E-05	-3,4592E-07

Tabel 3: Parametre for invalideintensiteten.

Til opgørelse af risikomargen øges invalideintensiteten med 5 % for gennemsnitsrentemiljøet og 10 % for PFA Plus.

### Reaktiveringsintensiteter

Reaktiveringsintensiteten modelleres under hensyntagen til varigheden af invaliditeten samt alder og bestand. Intensiteten er log-lineær i alderen, stykvis log-lineær i varigheden og givet ved

$$\mu_{x,v,b}^{ia} = \sum_{i=1}^N I_{(\tau_{i-1}, \tau_i]}(v) \exp \{ \alpha_{i,b} + \beta_{i,b} x + \gamma_{i,b} v \}.$$

Her angiver  $x$  alder,  $b$  bestand,  $v$  varighed i år og  $0 = \tau_0 < \tau_1 < \tau_2 < \dots < \tau_N = \infty$ ,  $N \in \mathbb{N}$ .

Estimationen er baseret på data fra perioden 2011-2015 samt aldersintervallet  $[0, 60)$  år. Herved fås  $N = 4$  og parametrene i Tabel 4.

$i$	$\tau_i$	$b = \text{Gennemsnitsrente}$			$b = \text{Unit-link}$		
		$\alpha_{i,b}$	$\beta_{i,b}$	$\gamma_{i,b}$	$\alpha_{i,b}$	$\beta_{i,b}$	$\gamma_{i,b}$
1	0,2727	-0,7416	-0,0369	5,3296	0,2512	-0,0369	4,8333
2	2	0,9380	-0,0369	-0,8364	1,9307	-0,0369	-1,3328
3	5	0,2274	-0,0369	-0,4811	0,2274	-0,0369	-0,4811
4	$\infty$	-0,5664	-0,0909	0	-0,5664	-0,0909	0

Tabel 4: Parametre til reaktiveringsintensiteten opdelt på varighedsinterval  $i$  og bestand  $b$ . Efter 2 års varighed er gennemsnitsrente og unit-link identiske.

Til opgørelse af risikomargen reduceres reaktiveringsintensiteten med 10 % for gennemsnitsrentemiljøet og 20 % for PFA Plus.



### Erfaringstariferingsmodel for TAE-dækninger

Ved opgørelse af nutidsværdien af ydelser for tab af erhvervsevne-dækninger (TAE-dækninger), herunder præmiefritagelse, for eventuelle policer i PFA Plus, inkluderes resultater fra PFA Pensions erfaringstariferingsmodel. Erfaringstariferingsmodellen anvendes ligeledes ved opgørelse af kostpriser.

Erfaringstariferingsmodellen er baseret på en partition af PFA Pensions bestand, hvor partitionen er baseret på den firmaordning, som policen tilhører. De policer, der ikke tilhører en firmaordning, grupperes samlet. For hver gruppe i partitionen estimeres om gruppen har haft et bedre eller værre TAE-forløb end gennemsnittet, og dette vægtes med gruppens størrelse. På denne baggrund opnås en faktor, der er et udtryk for gruppens økonomiske TAE-belastning.

Modellen baserer sig på en måling af varigheden af invalideudbetalinger til en gruppe (et firma) i forhold til forventningen. For TAE-produkter tegnet i et tidligere år ses der på, hvor mange måneders udbetaling, der totalt set har været, i forhold til hvor mange, der kunne forventes, hvis antallet af invalidetilfælde var ukendt. For de personer, der blev invalide i det pågældende år og som stadig er invalide, bliver den resterende udbetalingsperiode fastsat ud fra en forventning baseret på markedsværdigrundlaget (eksklusive risikomargen). I resten af nærværende afsnit refererer "markedsværdigrundlaget" til markedsværdigrundlaget eksklusive risikomargen.

Modellen inkluderer censurering, således at der tages højde for at en person kunne være tilstede i en del af en periode.

Modellen inkluderer også den oplyste fareklasse for hver enkelt person. Denne normeres på passende vis, og den normerede fareklasse ganges på invalideintensiteten fra markedsværdigrundlaget for at opnå personens anvendte invalideintensitet. Erfaringstariferingsfaktoren skal dermed ses relativt til gruppens fareklasse og ikke blot til markedsværdigrundlaget.

Varighedsmodellen bygger på Bühlmann-Straub modellen.

#### Matematisk beskrivelse

Vi observerer en bestand delt op i  $I$  grupper. I gruppe  $i \in \{1, \dots, I\}$  er der  $J_i$  personer. Hver person har en TAE-dækning modelleret i modellen i Figur 1. For person  $(i, j)$  defineres følgende

- $x_{ij}$  angiver personens alder til tid 0.
- $Z_{ij}(t)$  er en semi-Markov proces i modellen i Figur 1 og beskriver personens tilstand.
- $U_{ij}(t)$  er varigheden hørende til semi-Markov processen  $Z_{ij}(t)$ .
- $\underline{\delta}_{ij}$  angiver venstre-censurerings-tidspunktet: Før dette tidspunkt optræder personen ikke i bestanden og har ikke et TAE-produkt.
- $\bar{\delta}_{ij}$  angiver højre-censurerings-tidspunktet: Efter dette tidspunkt optræder personen ikke i bestanden i aktiv-tilstanden og har ikke et eventuelt TAE-produkt. Invaliditet leder til højre-censurering, dvs. hvis personen er blevet invalid til tid  $s$  vil det gælde at  $\bar{\delta}_{ij} = s$ .
- $f_{ij}$  angiver personens fareklasse.

Observationsperioden er  $[T_1, T_2]$  og dekomponeres i del-perioder givet ved  $T_1 = t_0 < t_1 < \dots < t_N = T_2$ . Vi tænker på  $T_2$  som det nuværende tidspunkt, på  $t_k$ 'erne som årlige punkter, og vi anvender observationer fra de seneste  $T_2 - T_1$  år. I hver periode  $(t_k, t_{k+1}]$ ,  $k = 0, \dots, N - 1$ , har person  $(i, j)$  et TAE-produkt og er dækket for invaliditet, såfremt der ikke sker censurering.

Vi definerer censureringstidspunkterne i perioden ved

$$\begin{aligned}\underline{\delta}_{ij,k} &= (\underline{\delta}_{ij} \vee t_k) \wedge t_{k+1}, \\ \bar{\delta}_{ij,k} &= (\bar{\delta}_{ij} \wedge t_{k+1}) \vee t_k,\end{aligned}$$

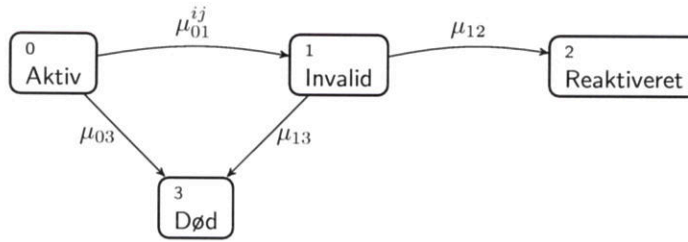
hvormed personen i perioden  $(t_k, t_{k+1}]$  har TAE-dækning i delperioden  $(\underline{\delta}_{ij,k}, \bar{\delta}_{ij,k}] \subset (t_k, t_{k+1}]$ .

Invaliddækningen udløber til tid  $n_{ij}$ . Betalingsfunktionen hørende til TAE-dækningen i periode  $(t_k, t_{k+1}]$  er givet ved

$$dB_{ij,k}(\tau) = b_{ij,k}(\tau) d\tau,$$

$$b_{ij,k}(\tau) = 1_{\{Z_{ij}(\tau)=1\}} 1_{\{\underline{\delta}_{ij,k} < \tau - U_{ij}(\tau) \leq \bar{\delta}_{ij,k}\}} 1_{\{\tau \leq n_{ij}\}}.$$

Fortolkningen er, at TAE-produktet hørende til periode  $(t_k, t_{k+1}]$  giver en fremtidig invalideudbetaling indtil tid  $n_{ij}$  (såfremt personen forbliver i tilstand 1, dvs. invalidetilstanden), hvis personen bliver invalid i perioden  $(\underline{\delta}_{ij,k}, \bar{\delta}_{ij,k}]$ .



Figur 1: Invalidemodell med separat reaktiveringstilstand. Invalideintensiteten  $\mu_{01}^{ij}$  afhænger af personen via personens normerede fareklasse.

Personens fareklasse er givet ved  $f_{ij}$ , se afsnit 2.17.3 i Teknisk Grundlag, og denne skal ses relativt til andre personers fareklasse. Lad  $\bar{f}$  betegne bestandens vægtede gennemsnitlige fareklasse, som er givet ved (1.2) nedenfor. Herved defineres den normerede fareklasse ved

$$\check{f}_{ij} = \frac{f_{ij}}{\bar{f}}.$$

Fareklassen fortolkes her som et udtryk for personens risiko for at blive invalid, og derved fastsættes personens invalideintensitet ved

$$\mu_{01}^{ij}(x) = \check{f}_{ij} \mu_{01}(x),$$

hvor  $\mu_{01}(x)$  er den gennemsnitlige invalideintensitet givet ved markedsværdigrundlaget.

Vi definerer nu varigheden af udbetalingen for person  $(i,j)$ 's TAE-produkt i periode  $(t_k, t_{k+1}]$  baseret på informationen op til tid  $s$ ,

$$V_{ij}(k|s) = E \left[ \int_{t_k}^{\infty} dB_{ij,k}(\tau) \middle| ((Z_{ij}, U_{ij})(\sigma))_{\sigma \leq s} \right]$$

$$= E \left[ \int_{t_k}^{\infty} dB_{ij,k}(\tau) \middle| (Z_{ij}, U_{ij})(s) \right],$$

hvor vi har udnyttet, at  $(Z_{ij}, U_{ij})(s)$  er en Markov-proces. Vi beregner de to tilfælde: (1)  $s = t_k$  og (2)  $s \geq t_{k+1}$ . I tilfældet  $s = t_k$  kan det vises, at

$$V_{ij}(k|t_k) = \int_{\underline{\delta}_{ij,k}}^{\bar{\delta}_{ij,k}} e^{-\int_{t_k}^{\tau} \mu_{01}^{ij}(u) + \mu_{03}(u) du} \mu_{01}^{ij}(x_{ij} + \tau) \int_{\tau}^{n_{ij}} e^{-\int_{\tau}^{\sigma} \mu_{1 \cdot}(x_{ij} + v, v - \tau) dv} d\sigma d\tau. \quad (1.1)$$

Formlen kan læses sådan, at personen skal blive invalid til tid  $\tau \in [\underline{\delta}_{ij,k}, \bar{\delta}_{ij,k}]$ , hvorved der vil ske en udbetaling indtil tid  $n_{ij}$ , så længe personen ikke dør eller reaktiverer. Den samlede intensitet ud af invalidetilstanden er noteret  $\mu_{1 \cdot}(x, u)$  og er afhængig af både alderen  $x$  og varigheden i invalidetilstanden  $u$ .

Definer nu følgende størrelse, der angiver den forventede resterende varighed som invalid for en  $x$ -årig, der er invalid med varighed  $u$ , hvor invalideudbetalingen ophører om  $n$  år,

$$p_{\text{Inv}}(x, u, n) = \int_0^n e^{-\int_0^{\tau} \mu_{1 \cdot}(x+v, v-u) dv} d\tau.$$

Herudover defineres eksponeringen i periode  $(t_k, t_{k+1}]$  som den tid person  $(i, j)$  har været aktiv i perioden,

$$E_{ij,k} = \bar{\delta}_{ij,k} - \underline{\delta}_{ij,k}.$$

Med dette laves følgende (approksimative) omskrivning af (1.1)

$$\begin{aligned} V_{ij}(k|t_k) &= \int_{\underline{\delta}_{ij,k}}^{\bar{\delta}_{ij,k}} e^{-\int_{t_k}^{\tau} \mu_{01}^{ij}(u) + \mu_{03}(u) du} \mu_{01}^{ij}(x_{ij} + \tau) p_{Inv}(x_{ij} + \tau, 0, n_{ij} - \tau) d\tau \\ &\stackrel{\tau=t_k}{\simeq} E_{ij,k} \mu_{01}^{ij}(x_{ij} + t_k) p_{Inv}(x_{ij} + t_k, 0, n_{ij} - t_k) \\ &= E_{ij,k} \check{f}_{ij} \mu_{01}(x_{ij} + t_k) p_{Inv}(x_{ij} + t_k, 0, n_{ij} - t_k). \end{aligned}$$

Approksimationen giver en simpel metode til at udregne den forventede varighed. Bemærk, at man kunne have valgt andre approksimationer, fx ved  $\tau = t_k + \frac{1}{2}$ ,  $\tau = \underline{\delta}_{ij,k}$ , eller lignende. Dette valg af approksimation vurderes ikke at have nogen væsentlig betydning.

Vi betragter det andet tilfælde,  $s \geq t_{k+1}$ , og bemærker at personen skal være invalid til tid  $s$ , for at være invalid til tid  $\tau > s$ ,

$$\begin{aligned} V_{ij}(k|s) &= \int_{t_k}^s dB_{ij,k}(\tau) + E \left[ \int_s^{n_{ij}} dB_{ij,k}(\tau) \middle| Z_{ij}(s), U_{ij}(s) \right] \\ &= \int_{t_k}^s b_{ij,k}(\tau) d\tau + b_{ij,k}(s) E \left[ \int_s^{n_{ij}} \mathbf{1}_{\{Z_{ij}(\tau)=1\}} d\tau \middle| b_{ij,k}(s) = 1, U_{ij}(s) \right] \\ &= \int_{t_k}^s b_{ij,k}(\tau) d\tau + b_{ij,k}(s) p_{Inv}(x_{ij} + s, U_{ij}(s), n_{ij} - s). \end{aligned}$$

Det første led er den totale observerede udbetalingsvarighed op til observationstidspunkt  $s$ . Det andet led inkluderes alene, hvis man er invalid til tid  $s$ , og består af den forventede resterende udbetalingsvarighed.

Definer gruppens samlede udbetalingsvarighed i periode  $(t_k, t_{k+1}]$ ,

$$V_i.(k|s) = \sum_{j=1}^{J_i} V_{ij}(k|s).$$

Erfaringstariferingsmodellen fås ved at måle gruppens faktiske udbetalingsvarighed relativt til den forventede varighed. Vi definerer derved den rå observation for gruppe  $i$  i periode  $(t_k, t_{k+1}]$  med opgørelsestidspunkt i slutningen af perioden,  $T_2$ , ved,

$$X_{ik} = \frac{V_i.(k|T_2)}{V_i.(k|t_k)}.$$

Nævneren  $V_i.(k|t_k)$  fungerer som normering, og vi anvender følgende notation,

$$\begin{aligned} \Pi_{ik} &= V_i.(k|t_k), \\ \Pi_{i.} &= \sum_{k=0}^{N-1} V_i.(k|t_k), \\ \Pi_{..} &= \sum_{i=1}^I \Pi_{i.}. \end{aligned}$$

Herudover defineres gruppens samlede gennemsnit,

$$X_{i.} = \frac{\sum_{k=0}^{N-1} V_i.(k|T_2)}{\Pi_{i.}} = \frac{1}{\Pi_{i.}} \sum_{k=0}^{N-1} \Pi_{ik} X_{ik},$$

samt gennemsnittet for hele bestanden,

$$X_{..} = \frac{\sum_{i=1}^I \sum_{k=0}^{N-1} V_i.(k|T_2)}{\Pi_{..}} = \frac{1}{\Pi_{..}} \sum_{i=1}^I \Pi_{i.} X_{i.}.$$



Det udestår at fastlægge den gennemsnitlige fareklasse  $\bar{f}$ . Den samlede forventede skadesudgift,  $\Pi_{..}$ , må antages at blive opgjort korrekt med markedsværdigrundlaget, dvs. hvor fareklassen ikke ganges på invalideintensiteten. Dette gælder, da markedsværdigrundlaget kan under- og overvurdere enkelte grupper, men netop er fastsat sådan, at det samlede set stemmer. Vi skal dermed bestemme den gennemsnitlige fareklasse sådan, at anvendelse af fareklassen ikke ændrer ved det totale niveau, men kun ved enkelte gruppers niveau. Dette leder til, at den samlede forventede skadesbyrde må være ens, uanset om man udelader fareklassen eller anvender den normerede fareklasse  $\check{f}_{ij}$ . Dermed fås,

$$\begin{aligned} \Pi_{..}^{\text{"ingen fareklasse"}} &= \Pi_{..} \\ \Leftrightarrow \sum_{i,j,k} E_{ij,k} \mu_{01}(x_{ij} + t_k) p_{\text{Inv}}(x_{ij} + t_k, 0, n_{ij} - t_k) \\ &= \sum_{i,j,k} E_{ij,k} \check{f}_{ij} \mu_{01}(x_{ij} + t_k) p_{\text{Inv}}(x_{ij} + t_k, 0, n_{ij} - t_k) \\ \Leftrightarrow \bar{f} &= \frac{\sum_{i,j,k} E_{ij,k} \check{f}_{ij} \mu_{01}(x_{ij} + t_k) p_{\text{Inv}}(x_{ij} + t_k, 0, n_{ij} - t_k)}{\sum_{i,j,k} E_{ij,k} \mu_{01}(x_{ij} + t_k) p_{\text{Inv}}(x_{ij} + t_k, 0, n_{ij} - t_k)}. \end{aligned} \quad (1.2)$$

#### Praktiske bemærkninger til fareklassen

Det skal bemærkes, at invalideintensiteten i markedsværdigrundlaget i praksis estimeres separat for PFA Plus og gennemsnitsrentebestanden. Erfaringstariferingsmodellen anvendes på tværs af de to bestande, hvilket ikke er reflekteret i notationen i denne dokumentation. I praksis opgøres den gennemsnitlige fareklasse  $\bar{f}$  separat for PFA Plus og gennemsnitsrente.

For visse personer og tidspunkter i bestanden er der ikke observeret en fareklasse. I dette tilfælde opgøres den gennemsnitlige fareklasse for gruppen, og eventuelle observationer i gruppen uden fareklasseinformation får tillagt den gennemsnitlige fareklasse.

#### Anvendelse af Bühlmann-Straub modellen

Bühlmann-Straub modellen anvendes til at estimere erfaringstariferingsfaktorerne på baggrund af firmaernes relative skadesbyrde – givet ved varigheden – de enkelte år,

$$(X_{ik})_{k \in \{0, \dots, N-1\}}, \quad i \in \{1, \dots, I\}.$$

Vi definerer erfaringstariferingsfaktoren ved

$$\theta_i = \mu(\theta_i) = E[X_{ik} | \theta_i],$$

hvor  $\mu : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  er identitetsfunktionen.

Variablen  $X_i$  er et udtryk for den relative skadesbyrde fra gruppe  $i$  relativt til forventningen, og er den fx stor, må man udlede, at gruppen fremadrettet vil være mere byrdefuld end gennemsnittet. Der er en naturlig variation i værdien af den stokastiske variabel  $X_i$ , og for at skelne mellem systematisk afvigelse og tilfældig variation anvendes Bühlmann-Straub modellen på  $X_{ik}$ , hvor  $\Pi_{ik}$  optræder som normeringskonstant.

#### Anvendelse af resultater

Resultaterne anvendes ved beregning af kostpriser, samt ved opgørelse af nutidsværdien af TAE-ydelser for eventuelle policer i regnskabet for PFA Plus-bestanden.

Ved prisberegning og regnskab i år  $N$  er observationsperioden  $T_1 = N - 5 < N = T_2$  og  $t_{i+1} = t_i + 1$ ,  $i = 0, \dots, 4$ , dvs. de fem forudgående år. I dette års estimation er der altså benyttet årsintervallet 2011-2015.

Ved opgørelse af nutidsværdien af TAE-ydelser i PFA Plus tages der udgangspunkt i markedsværdigrundlaget. Herudover inkluderes resultater fra denne model, som består af personernes relative fareklasse for TAE-dækningen,  $\check{f}_{ij}$ , samt gruppernes erfaringstariferingsfaktor  $\theta_i$ . I praksis opgøres værdien med markedsværdigrundlaget, og herefter ganges med faktoren

$$\check{f}_{ij} \theta_i.$$

### Faktorer for TAE-/indbetalingssikringsvarianter

Ved opgørelse af hensættelser til indbetalingssikringsdækninger i PFA Plus inkluderes en faktor for den specifikke variant. Faktoren multipliceres på hensættelserne. Faktorerne fremgår af Tabel 5.

Der opgøres en risikomargen, som udgøres af ekstrahensættelsen ved at øge faktorerne med 15 %.

Præmiefritagelsesvariant	901	902	908	912	913	914	915	916
Hensættelsesfaktor	0,81	0,88	0,73	0,88	0,66	0,65	0,55	0,81

Tabel 5: Faktorer til opgørelse af nutidsværdien for ydelser hørende til varianter af indbetalingssikringsdækninger.

### Anvendt risikoperiode og indregning

For præmiebetalende forsikringer i PFA Plus opgøres kontraktgrænserne ved den aftale periode for de fastsatte forsikringspriser. I denne periode indregnes præmie til forsikringer og opsparing.

I PFA Plus indregnes nyttegning og ændring af policer 1 dag før risikoperiodens start. Det betyder at nyttegninger og ændringer pr. den første i en måned indregnes i regnskabet opgjort pr. ultimo måneden før.

### Opgørelse af fortjenstmargen i gennemsnitsrente

Regnskabsposten fortjenstmargen, jf. § 68 i "Bekendtgørelse om finansielle rapporter for forsikringselskaber og tværgående pensionskasser", opgøres til 0 kr. for policer under kontribution.

### Opgørelse af fortjenstmargen i PFA Plus

Bedste skøn for bruttofortjenstmargenen opgøres ud fra opsparingens størrelse og aftalte indbetalinger inden udløb af prisaftalen. Ved beregning af bedste skøn for bruttofortjenstmargenen anvendes en sats på 0,20 % af den forventede opsparing indtil den samlede opsparing forventes udbetalt. Bruttofortjenstmargen efter reduktion for risikomargen hørende til opsparing opgøres ved at reducere fortjenstmargensatsen til 0,175 %, svarende til en reduktion på 2,5 basispunkter. Når vi skriver bruttofortjenstmargen menes størrelsen efter reduktion for risikomargen. Satserne reduceres med PAL for opsparing hvor afkastet er PAL-pligtigt. Der anvendes afgangsforsudsætninger svarende til de estimerede genkøbsintensiteter for gennemsnitsrentemiljøets rentegruppe 1, reduceret med 10 %. Ved udløb af prisaftalen indregnes yderligere en sandsynlighed på 50 % for genkøb. Bruttofortjenstmargen kan ikke være større end policens retrospektive hensættelser efter fradrag af værdien af en eventuel udbetalingssikring hørende til policen, dog kan den ikke være negativ.

Bruttofortjenstmargenen og hensættelser til forsikringsdækninger opgøres ved at foretage en inddeling af policerne i grupper svarende til den gruppering, som anvendes i modellen for beregning af rabatter mv., jf. den afstemte implementering af Finanstilsynets afgørelse af 18. juni 2013 i PFA Pension. Inden for en gruppe anvendes bruttofortjenstmargenen (i det omfang det er muligt) til at dække den samlede akkumulerede værdiregulering forbundet med udbetalingssikringer for policerne i gruppen, hensættelser for eventuelle policer til forventede fremtidige tab forbundet med forsikringsdækninger tegnet som livsforsikringer i gruppen, samt præmiehensættelser vedrørende SUL-dækninger i gruppen. Den endelige fortjenstmargen for gruppen opgøres som gruppens bruttofortjenstmargenen reduceret med disse 3 størrelser, dog kan gruppens fortjenstmargen ikke være negativ.

Hvis gruppens bruttofortjenstmargenen er tilstrækkelig til at dække hensættelserne til de forventede fremtidige tab og udbetalingssikring, vil disse hensættelser således blive finansieret af de retrospektive hensættelser. I denne situation vil de samlede forsikringsmæssige hensættelser i gruppen svare til de retrospektive hensættelser i gruppen. Det betyder, at de samlede hensættelser er mindre end hvis fortjenstmargenen ikke var blevet anvendt til dækning af disse hensættelser. Modellen for anvendelse af fortjenstmargenen betyder endvidere at de forsikringsmæssige hensættelser for opsparing for en gruppe reduceres med den del af fortjenstmargenen, som anvendes til dækning af præmiehensættelser vedrørende SUL-dækninger i gruppen.

Hvis summen af den akkumulerede værdiregulering for udbetalingssikring, hensættelser for eventuelle policer til forventede fremtidige tab forbundet med forsikringsdækninger tegnet som livsforsikringer i



gruppen, samt præmiehensættelser vedrørende SUL-dækninger i gruppen er større end gruppens brutto-fortjenstmargen, da sættes fortjenstmargenen til 0. I denne situation vil de samlede forsikringsmæssige hensættelser (inklusive præmiehensættelser for SUL) være større end opsparingen for gruppen.

Opdaterede og tidligere afsnit af teknisk grundlag vedlægges som bilag.

**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.

**Redegørelse for de økonomiske konsekvenser for forsikringstagerne**

Livsforsikringsselskabet skal redegøre for de økonomiske konsekvenser for de enkelte forsikringstagere 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 direkte økonomiske konsekvenser for forsikringstagerne, men justeringerne medfører en reduktion af de kollektive bonuspotentialer. Overførelstillæg ved overførelse fra gennemsnitsrente til PFA Plus og PFA Bank bliver påvirket, idet der sker en omfordeling mellem de kollektive bonuspotentialer og markedsværdireguleringen, således at nogle vil opleve et større og nogle vil opleve et mindre overførelstillæg. Der henvises også til Redegørelse i henhold til § 6, stk. 1.

**Redegørelse for de juridiske konsekvenser for forsikringsselskabet**

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 PFA Pension.

**Redegørelse for de økonomiske og aktuarmæssige konsekvenser for livsforsikringsselskabet**

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

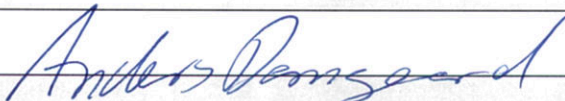
Der henvises til Redegørelse i henhold til § 6, stk. 1.

**Navn**

Anders Damgaard

**Dato og underskrift**

30. december 2016

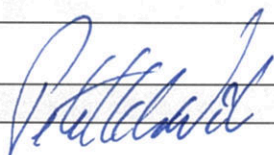


**Navn**

Peter Holm Nielsen

**Dato og underskrift**

30. december 2016





# Teknisk grundlag: Hensættelsesgrundlag

30. juni 2016

Dette dokument indeholder afsnit 1.19, 1.20, 1.21, 1.22, 1.23, 1.24 og 1.27 med beskrivelse af metode for opgørelse af hensættelser til livsforsikringsforpligtelser for gennemsnitsrentebestanden. Derudover indeholder dokumentet afsnit 4, 4.1, 4.2, 4.3 og 4.4 med beskrivelse af metode for opgørelse af hensættelser til livsforsikringsforpligtelser for PFA Plus. Beskrivelsen indeholder en tilpasning til de regnskabsregler, som trådte i kraft d. 1. januar 2016.

Dokumentet indeholder endelig afsnit 1.26.1, 1.26.4 og 1.26.5, der indgår i beskrivelsen af markedsværdigrundlaget. Hvis ikke andet er angivet, gælder følgende anvendelser:

- I gennemsnitsrentebestanden anvendes kønsafhængige intensiteter, dog undtaget særlige unisex-beregninger til overførselstillæg.
- I PFA Plus (markedsrente) samt i gennemsnitsrente i PFA Plus anvendes unisex-intensiteter.

## 1.19 Livsforsikringshensættelsen, generelt

Passivposten livsforsikringshensættelser opgøres ud fra regnskabsbekendtgørelsens § 66 ved at bestemme de underliggende cashflows for de garanterede ydelser, aftalte præmier, omkostninger mv. via analytiske og numeriske metoder.

For forsikringer med bonusret opgøres værdien af bonus indirekte, således som det er anført muligt i §67, stk. 1.

I de følgende afsnit defineres først en række størrelser på policeniveau. I afsnit 1.24 defineres de endelige passivposter.

## 1.20 Garanterede ydelser

Garanterede ydelser er beskrevet under forsikringsbegreb nummer 43 i Bilag 1 til regnskabsbekendtgørelsen. Ifølge denne udgør garanterede ydelser "nutidsværdien af de ydelser, der er garanteret en forsikringstager eller en part i en investeringskontrakt samt nutidsværdien af de forventede fremtidige udgifter til administration af kontrakten med fradrag af nutidsværdien af de aftalte fremtidige præmier. Garanterede ydelser opgøres under hensyn til forsikringstagerens eller kontraktpartens udnyttelse af optioner som tilbagekøb eller præmieophør."

Nutidsværdien af de ydelser, som er garanteret, opgøres ved først at bestemme cashflowet for ydelser og præmier. Herefter diskonteres dette cashflow.

### Enheds-cashflow for ydelser

Vi anvender følgende notation for enheds-cashflowet for ydelser på en krone for koncessionsnummer  $d$ :

$$\left( \Delta \tilde{A}_d^{(n,g),+,v}(t_i) \right)_{i=0,1,\dots,M}$$

Enheds-cashflowet angiver betalinger i tidsintervaller omkring tidspunkterne  $t_i$ ,  $i = 0, 1, \dots, M$ . Cashflowet anvendes således, at størrelsen  $\Delta \tilde{A}_d^{(n,g),+,v}(t_i)$  diskonteres med renten for varigheden  $t_i$ . I praksis anvendes en diskretiseringsenhed på  $\delta = 1$  og  $t_0 = 0$ , således at  $t_i = i$ . Betalingen for  $t_0 = 0$  diskonteres ikke.

Tilsvarende betegner  $\Delta \tilde{A}_d^{(n,g),+,v,*}(t_i)$  enheds-cashflowet for en fripolicy-dækning med koncessionsnummer  $d$ .

Enheds-cashflowet er udstyret med følgende notation:

- $(n,g)$ : Police  $n$ , grundlag  $g$ ,
- $d$  angiver koncessionsnummer,
- "+" angiver, at der er tale om ydelser (og ikke præmier),
- $v$  angiver valgt beregningsgrundlag til markedsværdiberegninger. Der anvendes  $be$  for "bedste skøn" og  $be + rm$  for "bedste skøn inklusiv justering for risikomargen",

- $t_i$  angiver udbetalingstidspunktet.

Enheds-cashflowet afhænger af oplysninger om police  $n$ , fx alder, køn og tilstand/status.

### Enheds-cashflow for præmier

Vi anvender tilsvarende følgende notation for enheds-cashflowet beregnet til tid  $t_0$  for præmier  $\ell$  til tid  $t_i$ :

$$\left( \Delta \tilde{A}_{\ell}^{(n,g),-,v}(t_i) \right)_{i=0,1,\dots,M}.$$

Cashflowet er udstyret med samme notation som ovenfor. Indeks  $\ell$  angiver koncessionsnummer for de tilknyttede præmiebetalingstyper.

Tilsvarende betegner  $\Delta \tilde{A}_{\ell}^{(n,g),-,v,\kappa_0}(t_i)$  det rene enheds-cashflow for præmier, reduceret med sandsynligheden for genkøb og overgang til fripolice.

### Cashflow for garanterede ydelser og præmier, før omkostninger

Cashflow for garanterede ydelser og præmier opgøres nu for hver police ved at summere over grundlag og dækninger knyttet til policen. Cashflowet indeholder forsikringstageradfærd i form af overgang fra præmiebetalende police til fripolice samt genkøb, som er indregnet via metoderne beskrevet i afsnit 1.26.4:

$$\Delta A^{(n,v)}(t_i) = \sum_g \left( \sum_d y_d^{(n,g)} \Delta \tilde{A}_d^{(n,g),+,v}(t_i) - \sum_{\ell} \pi_{\ell}^{(n,g)} \Delta \tilde{A}_{\ell}^{(n,g),-,v}(t_i) \right).$$

Her angiver:

- $y_d^{(n,g)}$  ydelserne for police  $n$  knyttet til dækning  $d$  og grundlag  $g$ .
- $\pi_{\ell}^{(n,g)}$  præmien (eksklusiv arbejdsmarkedsbidrag) før omkostninger for police  $n$  knyttet til præmiebetalingstype  $\ell$  og grundlag  $g$ .

### Cashflow for garanterede fripoliceydelser

Cashflow for garanterede fripoliceydelser indgår ved opgørelse af hensættelser til omkostninger. Cashflowet for garanterede fripoliceydelser for police  $n$  opgøres tilsvarende ved at summere over grundlag  $g$  og de indgående dækninger  $d$ :

$$\Delta A^{(n,v),frp}(t_i) = \sum_g \sum_d y_d^{(n,g)} \rho_d^{(n,g)}(t_0) \Delta \tilde{A}_d^{(n,g),+,v,*}(t_i),$$

hvor  $\rho_d^{(n,g)}(t_0)$  er fripolicefaktoren for police  $n$ , grundlag  $g$  og koncessionsnummer  $d$  til tid  $t_0$ . Fripolicefaktoren angiver den faktor, som ydelserne reduceres med ved omskrivning til fripolice.

### Cashflow for præmieomkostninger

Cashflow for præmieomkostninger for police  $n$  opgøres som:

$$\Delta A^{(n,v),prm\ omk}(t_i) = \sum_{g,\ell} \pi_{\ell}^{(n,g)} \gamma_{\ell}^{(n,g)} \Delta \tilde{A}_{\ell}^{(n,g),-,v,\kappa_0}(t_i),$$

hvor  $\gamma_{\ell}^{(n,g)}$  er markedsværdi-præmieomkostningerne knyttet til grundlag  $g$ .

### Cashflow for stykomkostninger

Cashflow for stykomkostninger for police  $n$  opgøres som:

$$\Delta A^{(n,v),styk\ omk}(t_i) = \begin{cases} 0, & \text{hvis } \Delta A^{(n,v)}(t_j) = 0 \text{ for } j = i, \dots, M, \\ \gamma^{styk\ omk}(t_0) \mathbb{1}_{\{V^{(n,\cdot),+}(t_0) > \gamma^{styk\ omk,V}\}} \Delta \tilde{A}_{d^0}^{(n,\cdot),+,v,\kappa_0}(t_i), & \text{ellers.} \end{cases}$$

Her angiver  $\Delta \tilde{A}_{d^0}^{(n,\cdot),+,v,\kappa_0}(t_i)$  enheds-cashflowet for dækning  $d^0 = 210$ .

Indikatorfunktionen  $\mathbb{1}_{\{V^{(n,\cdot),+}(t_0) > \gamma^{styk\ omk,V}\}}$  bevirker, at stykomkostnings-cashflowet opgøres, hvis den prospektive reserve er større end beløbet  $\gamma^{styk\ omk,V}$ . Størrelsen  $\gamma^{styk\ omk}(t_i)$  angiver den årlige stykomkostning.

Definitionen betyder, at  $\Delta A^{(n,v),styk\ omk}(t_i) = 0$  for  $i = m, \dots, M$ , hvis det underliggende cashflow er 0 fra tid  $t_m$ , dvs. hvis  $\Delta A^{(n,v)}(t_j) = 0$  for  $j = m, \dots, M$ .

### Diskonteringsfaktorer

Nutidsværdier af de underliggende cashflows opgøres ved at diskontere med rentekurven efter PAL (for PAL-friholdt opsparing reduceres rentekurven ikke med PAL). For rentekurven  $r(t_i)$  defineres en diskonteringsfaktor uden korrektion for omkostninger,

$$R^{u\text{ omk}}(t_i) = \frac{1}{(1+r(t_i))^{t_i}},$$

og en diskonteringsfaktor med fradrag af en rentemarginal  $\gamma^{\text{omk}}$  for administrationsomkostninger

$$R^{m\text{ omk}}(t_i) = \frac{1}{(1+r(t_i) - \gamma^{\text{omk}})^{t_i}}.$$

### Nutidsværdi af ydelser og præmier eksklusiv omkostninger

Nutidsværdien for police  $n$  af de ydelser der er garanterede med fradrag af nutidsværdien af de aftalte fremtidige præmier, før indregning af omkostninger, opgøres ved at diskontere cashflowet med rentekurven efter PAL uden fradrag af rentemarginal for administrationsomkostninger

$$W^{(n,be),gy\text{ uomk}} = \sum_{i=0}^M R^{u\text{ omk}}(t_i) \Delta A^{(n,be)}(t_i).$$

Størrelsen  $W^{(n,be),gy\text{ uomk}}$  indeholder ikke risikomargen, idet der er anvendt betegnelsen  $be$  for "bedste skøn" ved opgørelse af nutidsværdien af de forventede betalinger. Der defineres tilsvarende en størrelse  $W^{(n,be+rm),gy\text{ uomk}}$ , som indeholder risikomargen via anvendelse af grundlaget  $be + rm$  for "bedste skøn inklusiv justering for risikomargen".

### Nutidsværdi af forventede administrationsomkostninger

Nutidsværdi af forventede administrationsomkostninger for police  $n$  opgøres som:

$$W^{(n,be),adm\text{ omk}} = \sum_{i=0}^M (R^{m\text{ omk}}(t_i) - R^{u\text{ omk}}(t_i)) \Delta A^{(n,v),frp}(t_i) + \sum_{i=0}^M R^{u\text{ omk}}(t_i) (\Delta A^{(n,v),prm\text{ omk}}(t_i) + \Delta A^{(n,v),sty\text{ omk}}(t_i)).$$

Her er der både anvendt diskonteringsfaktoren  $R^{u\text{ omk}}(t_i)$  hørende til den anvendte rentekurve før fradrag af rentemarginal for administrationsomkostninger, og diskonteringsfaktoren  $R^{m\text{ omk}}(t_i)$  efter fradrag af rentemarginal for administrationsomkostninger.

Der defineres tilsvarende størrelse inklusiv risikomargen,  $W^{(n,be+rm),adm\text{ omk}}$ .

### Nutidsværdi af ydelser og præmier, inklusiv forventede administrationsomkostninger

Nutidsværdi af ydelser og præmier, inklusiv forventede administrationsomkostninger for police  $n$  opgøres nu som

$$W^{(n,be),gy\text{ momk}} = W^{(n,be),gy\text{ uomk}} + W^{(n,be),adm\text{ omk}}.$$

Der defineres tilsvarende størrelse inklusiv risikomargen,  $W^{(n,be+rm),gy\text{ momk}}$ .

## 1.21 Risikomargen

Risikomargenen for police  $n$  opgøres som:

$$W^{(n,rm)} = W^{(n,be+rm),gy\text{ momk}} - W^{(n,be),gy\text{ momk}},$$

dvs. som forskellen mellem nutidsværdien af garanterede ydelser og præmier opgjort med henholdsvis "bedste skøn inklusiv justering for risikomargen"-forudsætninger og "bedste skøn"-forudsætninger.



## 1.22 Brutto-fortjenstmargen

Brutto-fortjenstmargenen for gennemsnitsrentebeholdningen bestemmes ved at opgøre de garanterede ydelser med en rentemarginal  $\gamma^{(k),fm}$ , hvor  $k = 0, 1, \dots, 4$  er kontributionsrentegruppen, som fremgår af Tabel 1. (Her angiver gruppe 0 policer uden for kontribution.) Ved opgørelse af brutto-fortjenstmargenen anvendes satserne fra Tabel 1, reduceret med PAL.

Rentegruppe	0	1	2	3	4
Sats	0	0,10 %	0,10 %	0,10 %	0,10 %

Tabel 1: Fortjenstmargensatser før PAL for rentegrupperne 0-4 i gennemsnitsrentebeholdningen.

For police  $n$  beregnes først nutidsværdien af garanterede ydelser, med fradrag af værdien af aftalte fremtidige præmier og med tillæg af den forventede fremtidige brutto-fortjenstmargen,

$$W^{(n,be+rm),gy uomk+fm} = \sum_{i=0}^M R^{u omk, fm}(t_i) \Delta A^{(n,be+rm)}(t_i),$$

hvor  $R^{u omk, fm}(t_i)$  er diskonteringsfaktoren hørende til den anvendte rentekurve  $r(t_i)$  før fradrag af rentemarginal for administrationsomkostninger, men efter fradrag af fortjenstmargensatsen  $\gamma^{(k),fm}$  fra Tabel 1 reduceret med PAL.

Brutto-fortjenstmargenen for police  $n$  kan herefter opgøres som:

$$W^{(n,be+rm),fm brutto} = W^{(n,be+rm),gy uomk+fm} - W^{(n,be+rm),gy uomk}.$$

## 1.23 Regulering af hensættelserne

### 1.23.3 Reduktion af hensættelser til aktuelle invalidepensioner

For aktuelle invalidepensioner opgøres den retrospektive hensættelse med afsæt i intensiteter for invalidedødelighed og reaktivering som beskrevet i afsnit 1.26.1 samt diskonteringsrenten beskrevet i afsnit 1.26.3

## 1.24 Livsforsikringshensættelserne og de forsikringsmæssige hensættelser

Nedenfor defineres de endelige passivposter på bestandsniveau. I praksis er bestandene rentegruppe 1, 2, 3 og 4, samt policer uden for kontribution i gennemsnitsrentebeholdningen. De hensættelsesposter der er indeholdt i de retrospektive hensættelser individualiseres, fx individuelt bonuspotentiale og den del af fortjenstmargen der er indeholdt i de retrospektive hensættelser.

Der anvendes notationen  $V$  for hensættelsesstørrelser på bestandsniveau, mens  $W^{(n)}$  betegner størrelser på policeniveau.

### 1.24.1 Definitioner på bestandsniveau

De **garanterede ydelser** defineres ved at summere over alle policer  $n$ :

$$V^{gy} = \sum_n W^{(n,be),gy momk} + V^{ibnr} + V^{rbns}.$$

Størrelsen indeholder nutidsværdien af garanterede ydelser, med fradrag for aftalte fremtidige præmier og med tillæg af forventede fremtidige administrationsomkostninger.

I  $V^{gy}$  indgår yderligere hensættelse til IBNR,  $V^{ibnr}$ , som udgør hensættelser til indtrufne, men endnu ikke anmeldte skader. Denne hensættelse er opdelt i "IBNR ved død" og "IBNR ved invaliditet".

Derudover indgår hensættelser til RBNS,  $V^{rbns}$ , som udgør hensættelser til anmeldte, men endnu ikke opgjorte skader.

Disse yderligere komponenter er beskrevet i afsnit 1.27.

**Den retrospektive hensættelse** defineres nu ved at summere over alle policer  $n$ :

$$V^{retro} = \sum_n W^{(n),retro},$$

hvor  $W^{(n),retro}$  er den retrospektive hensættelse for police  $n$ . For aktuelle invalidepensionister er den retrospektive hensættelser reguleret som beskrevet i afsnit 1.23.

**Risikomargenen** defineres ved at summere over alle policer  $n$ :

$$V^{rm} = \sum_n W^{(n),rm}.$$

### 1.24.2 Overskudspotentialer

Den del af hensættelserne, der ikke hensættes til garanterede ydelser eller risikomargen, defineres som overskudspotentialer. En del af disse er indeholdt i de retrospektive hensættelser; disse kaldes også for de individuelle overskudspotentialer.

Overskudspotentialerne kan dekomponeres i fortjenstmargen og i bonuspotentialer. Den del af overskudspotentialerne, der er indeholdt i de retrospektive hensættelser, kan derfor dekomponeres i fortjenstmargen indeholdt i de retrospektive hensættelser samt individuelt bonuspotentiale. Ligeledes kan de kollektive overskudspotentialer dekomponeres i kollektivt bonuspotentiale og fortjenstmargen, der ikke er indeholdt i de retrospektive hensættelser. Vi har derfor følgende relationer,

$$\begin{aligned} V^{overskud} &= V^{retro\ overskud} + V^{koll.\ overskud}, \\ V^{retro\ overskud} &= V^{retro\ fm} + V^{ib}, \\ V^{koll.\ overskud} &= V^{koll.\ fm} + V^{kb}. \end{aligned}$$

Lad  $V^A$  betegne værdien af aktiver til rådighed for bestanden. Overskudspotentialerne findes ved

$$V^{overskud} = (V^A - V^{gy} - V^{rm})^+.$$

For de individuelle overskudspotentialer defineres først en brutto-størrelse for hver police ved,

$$W^{(n),retro\ overskud\ brutto} = \left( W^{(n),retro} - W^{(n),be,gy\ momk} - W^{(n),rm} \right)^+,$$

og på bestandsniveau defineres overskudspotentialerne indeholdt i de retrospektive hensættelser,

$$\begin{aligned} V^{retro\ overskud\ brutto} &= \sum_n W^{(n),retro\ overskud\ brutto}, \\ V^{retro\ overskud} &= \min \{ V^{retro\ overskud\ brutto}; V^{overskud} \}. \end{aligned}$$

Overskuddet pr. police kan nu fastsættes til

$$W^{(n),retro\ overskud} = \frac{V^{retro\ overskud}}{V^{retro\ overskud\ brutto}} W^{(n),retro\ overskud\ brutto}.$$

De kollektive overskudspotentialer findes ved

$$V^{koll.\ overskud} = V^{overskud} - V^{retro\ overskud}.$$

### 1.24.3 Fortjenstmargen

Brutto-fortjenstmargenen defineres som

$$V^{fm\ brutto} = \sum_n W^{(n),be+rm, fm\ brutto}.$$

**Fortjenstmargenen** defineres som

$$V^{fm} = \min \{ V^{fm\ brutto}; V^{overskud} \}.$$

Fortjenstmargenen kan ikke være større end de samlede overskudspotentialer,  $V^{overskud}$ . Fortjenstmargenen kan være indeholdt i de retrospektive hensættelser eller være en del af de kollektive midler.

Fortjenstmargenen  $V^{fm}$  er summen af fortjenstmargen beregnet for individuelle policer, og kan generelt dekomponeres i tre typer:

**Type 1** Fortjenstmargen indeholdt i en policies egen retrospektive hensættelse

**Type 2** Fortjenstmargen der ikke er indeholdt i de retrospektive hensættelser

**Type 3** Fortjenstmargen indeholdt i andre policies retrospektive hensættelser

PFA Pension anvender på nuværende tidspunkt ikke fortjenstmargen af type 3.

Type 1 og 3 er den del af fortjenstmargen der er indeholdt i de retrospektive hensættelser, og vi har følgende relationer,

$$\begin{aligned} V^{retro fm} &= V^{fm type 1} + V^{fm type 3}, \\ V^{koll. fm} &= V^{fm type 2}. \end{aligned}$$

Fortjenstmargen af type 1 findes ved

$$\begin{aligned} W^{(n), fm type 1} &= \min\{W^{(n), be+rm}, fm brutto; W^{(n), retro overskud}\}, \\ V^{fm type 1} &= \sum_n W^{(n), fm type 1}. \end{aligned}$$

Fortjenstmargen af type 2 findes ved

$$V^{fm type 2} = \min\{V^{fm} - V^{fm type 1}; V^{koll. overskud}\}.$$

Fortjenstmargen af type 3 kan på bestandsniveau findes residualt,

$$V^{fm type 3} = V^{fm} - V^{fm type 1} - V^{fm type 2}.$$

Individualisering af fortjenstmargen af type 3 kan ske ved, at der først defineres følgende størrelse, der angiver hvor stor en del af de resterende overskudspotentialer i den retrospektive hensættelse, der anvendes til fortjenstmargen af type 3,

$$\beta = \frac{V^{fm type 3}}{\sum_n (W^{(n), retro overskud} - W^{(n), fm type 1})}.$$

Herved defineres fortjenstmargen af type 3, som en andel af de overskudspotentialer der er indeholdt i den retrospektive hensættelse, der ikke er anvendt til fortjenstmargen af type 1,

$$W^{(n), fm type 3} = \beta (W^{(n), retro overskud} - W^{(n), fm type 1}).$$

#### 1.24.4 Bonuspotentialer

**Værdien af bonus** opgøres residualt, som aktiverne minus hensættelser til garanterede ydelser, risikomargen og fortjenstmargen:

$$V^{vb} = (V^A - (V^{gy} + V^{rm} + V^{fm}))^+.$$

For forsikringer uden ret til bonus sættes værdien af bonus til 0, dvs.  $V^{vb} = 0$ .

Det individuelle bonuspotentiale findes residualt ved

$$\begin{aligned} W^{(n), ib} &= W^{(n), retro overskud} - W^{(n), fm type 1} - W^{(n), fm type 3}, \\ V^{ib} &= V^{retro overskud} - V^{fm type 1} - V^{fm type 3}, \end{aligned}$$



og ligeledes findes det kollektive bonuspotentiale residualt,

$$V^{kb} = V^{koll. overskud} - V^{fm type 2}.$$

**De forsikringsmæssige hensættelser** defineres som

$$V^{fh} = (V^{gy} + V^{rm} + V^{fm}) + V^{vb}.$$

**Livsforsikringshensættelserne** defineres som

$$V^{lh} = (V^{gy} + V^{rm}) + V^{vb}.$$

Det bemærkes, at livsforsikringshensættelserne ikke indeholder fortjenstmargen. Dette gælder hverken den del, som eventuelt kan være indeholdt i den retrospektive hensættelse eller den del, som er en del af de kollektive midler.

**Den akkumulerede værdiregulering for bestanden** defineres som

$$V^{reg} = V^{fh} - V^{kb} - V^{retro}.$$

Det bemærkes, at værdireguleringen indeholder den del af fortjenstmargenen, som ikke er indeholdt i den retrospektive hensættelse.

## 1.26 Grundlagselementer i markedsværdigrundlaget

### 1.26.1 Forsikringsrisiko

**Dødeligheden** modelleres ved den *nuværende dødelighed* samt *fremtidige levetidsforbedringer*.

Den nuværende dødelighed for hele aldre  $x$  og køn  $k$  primo 2015 modelleres ved Finanstilsynets dødelighedsmodel,

$$\mu_{2015,x}^k = e^{\beta_1^k r_1(x-\frac{1}{2}) + \beta_2^k r_2(x-\frac{1}{2}) + \beta_3^k r_3(x-\frac{1}{2})} \mu_{2014,x}^{FT,k} (1 - R_x^k)^{\frac{1}{2}},$$

hvor  $\mu_{2014,x}^{FT,k}$  angiver Finanstilsynets benchmark for den observerede nuværende dødelighed medio 2014 for alder  $x$  og køn  $k$ , og hvor  $R_x^k$  angiver de forventede fremtidige levetidsforbedringer for alder  $x$  og køn  $k$ . Funktionerne  $\mathbf{r} = (r_1, r_2, r_3)^T$  er givet ved

$$r_i(x) = \begin{cases} 1, & x \leq x_{i-1}, \\ \frac{x_i - x}{x_i - x_{i-1}}, & x_{i-1} < x \leq x_i, \\ 0, & x_i < x, \end{cases}$$

for  $i = 1, 2, 3$  og  $(x_0, x_1, x_2, x_3) = (40, 60, 80, 100)$ . For  $x > 110$  anvendes konstant parametrene fra alder 110 givet ved  $\mu_{2014,110}^{FT,k}$  og  $R_{110}^k$ .

Det kønsafhængige benchmark for den nuværende observerede dødelighed medio 2014 er offentliggjort for heltallige aldre af Finanstilsynet d. 30. september 2015. For ikke-heltallige aldre interpoleres lineært imellem de nærmeste heltallige værdier for den observerede nuværende dødelighed og de forventede fremtidige levetidsforbedringer.

Estimaterne for  $\beta$  ses i Tabel 2.

	Mænd	Kvinder
$\beta_1^k$	-0,105699	0,000000
$\beta_2^k$	-0,102664	0,000000
$\beta_3^k$	0,000000	0,000000

Tabel 2: Estimerede  $\beta$ -værdier for basisdødeligheden. Estimaterne er baseret på dataperioden 2010-2014.

De **fremtidige levetidsforbedringer (trenden)** i Finanstilsynets levetidsbenchmark er baseret på data fra HMD for perioden 1984-2011, mens data for 2012 og 2013 er anvendt direkte fra Danmarks Statistik via de såkaldte "befolkningsregnskaber". PFA Pension har beregnet trenden med modellen bag Finanstilsynets model. Trenden benævnes  $R_x^k$  for hele aldre  $x$  og køn  $k$  og fremgår af Tabel 3.

For generelt  $t > 2015$  er dødeligheden givet ved

$$\mu_{t,x}^k = \mu_{2015,x}^k (1 - R_x^k)^{t-2015}.$$

**Unisex-dødeligheden** er givet ved et vægtet gennemsnit af hhv. den nuværende observerede dødelighed og de fremtidige levetidsforbedringer for hver alder,

$$\mu_{t,x,b}^{\text{unisex}} = \mu_{2015,x,b}^{\text{unisex}} (1 - R_{x,b}^{\text{unisex}})^{t-2015}. \quad (1)$$

Her angiver  $b$  bestanden og

$$\begin{aligned} \mu_{2015,x,b}^{\text{unisex}} &= \kappa_{b,x} \mu_{2015,x}^{\text{mand}} + (1 - \kappa_{b,x}) \mu_{2015,x}^{\text{kvinde}}, \\ R_{x,b}^{\text{unisex}} &= \kappa_{b,x} R_x^{\text{mand}} + (1 - \kappa_{b,x}) R_x^{\text{kvinde}}, \end{aligned} \quad (2)$$

hvor  $\kappa_{b,x} \in [0,1]$  er en bestands-afhængig vægt, der fremgår af Tabel 4.

**Invalide dødeligheden** modelleres ved Finanstilsynets benchmark, hvor den nuværende observerede dødelighed adskiller sig fra den generelle dødelighed ovenfor og er afhængig af, om forsikrede har været invalid i mindre eller mere end 2 år. De fremtidige levetidsforbedringer er identiske med dem anvendt for den generelle dødelighed. De anvendte  $\beta$ -værdier fremgår af Tabel 5. For opgørelse af unisex-invalide dødelighed anvendes

Alder	Mænd	Kvinder	Alder	Mænd	Kvinder	Alder	Mænd	Kvinder
0	0,040821	0,038336	37	0,028817	0,033251	74	0,021001	0,011521
1	0,041774	0,042642	38	0,027957	0,032575	75	0,020367	0,010695
2	0,043666	0,047269	39	0,026849	0,031561	76	0,019644	0,010033
3	0,047147	0,051745	40	0,025867	0,030204	77	0,018848	0,009606
4	0,049471	0,055341	41	0,024974	0,028915	78	0,017939	0,009274
5	0,052237	0,057152	42	0,023669	0,027706	79	0,016947	0,009046
6	0,054779	0,055300	43	0,022334	0,026953	80	0,015916	0,008989
7	0,056690	0,053027	44	0,021365	0,026386	81	0,014804	0,009041
8	0,056749	0,049934	45	0,020351	0,025687	82	0,013655	0,009232
9	0,057062	0,047775	46	0,019421	0,024680	83	0,012443	0,009564
10	0,056021	0,048552	47	0,018848	0,024083	84	0,011224	0,009870
11	0,052498	0,048781	48	0,018237	0,023254	85	0,010157	0,010116
12	0,048981	0,046823	49	0,017511	0,022741	86	0,009192	0,010183
13	0,044866	0,044315	50	0,016892	0,022363	87	0,008355	0,010034
14	0,040766	0,039317	51	0,016631	0,021940	88	0,007529	0,009685
15	0,036631	0,033121	52	0,016438	0,021547	89	0,006657	0,009231
16	0,034529	0,030246	53	0,016670	0,021075	90	0,005767	0,008723
17	0,031975	0,028889	54	0,017419	0,020799	91	0,004866	0,008205
18	0,030177	0,027991	55	0,018150	0,020533	92	0,004155	0,007723
19	0,029103	0,029313	56	0,018914	0,020466	93	0,003588	0,007176
20	0,028412	0,030046	57	0,019919	0,020534	94	0,003197	0,006569
21	0,028142	0,028947	58	0,020873	0,020651	95	0,002847	0,005873
22	0,027833	0,028589	59	0,021564	0,020711	96	0,002572	0,005077
23	0,027711	0,028188	60	0,022264	0,020669	97	0,002241	0,004269
24	0,027705	0,028693	61	0,022856	0,020469	98	0,001946	0,003538
25	0,028129	0,029404	62	0,023241	0,020132	99	0,001718	0,002929
26	0,028977	0,030033	63	0,023627	0,019682	100	0,001538	0,002447
27	0,030105	0,029958	64	0,024020	0,019191	101	0,001409	0,002090
28	0,031195	0,029377	65	0,024207	0,018679	102	0,001244	0,001767
29	0,032415	0,028668	66	0,024292	0,018034	103	0,001127	0,001433
30	0,033195	0,029239	67	0,024248	0,017399	104	0,000933	0,001106
31	0,033838	0,030030	68	0,024039	0,016767	105	0,000781	0,000768
32	0,034184	0,030802	69	0,023697	0,015997	106	0,000646	0,000470
33	0,033655	0,032312	70	0,023257	0,015207	107	0,000528	0,000211
34	0,032596	0,032965	71	0,022788	0,014386	108	0,000440	0,000018
35	0,031609	0,033085	72	0,022177	0,013401	109	0,000372	0,000000
36	0,030075	0,033537	73	0,021590	0,012407	110	0,000321	0,000000

Tabel 3: Fremtidige levetidsforbedringer  $R_x^k$  for alder ( $x$ ) og køn ( $k$ ). Bestemt som modellen bag Finanstilsynets levetidsbenchmark, for dataperioden 1984-2014.



Alder	Kønsvægt $\kappa_{b,x}$	
	Gennemsnitsrente	Unit-link
[0,5)	0,500000	0,500000
[5,10)	0,337253	0,500000
[10,15)	0,409284	0,500000
[15,20)	0,524653	0,243423
[20,25)	0,473544	0,432758
[25,30)	0,461354	0,482847
[30,35)	0,464136	0,512846
[35,40)	0,497599	0,521604
[40,45)	0,507408	0,524908
[45,50)	0,526220	0,528910
[50,55)	0,558553	0,549518
[55,60)	0,580777	0,560205
[60,65)	0,611801	0,573571
[65,70)	0,651964	0,626122
[70,75)	0,683060	0,678212
[75,80)	0,768738	0,696485
[80,85)	0,718868	0,666667
[85,90)	0,610394	0,500000
[90,95)	0,532853	0,600000
[95,100)	0,472747	0,500000
[100,110)	0,500000	0,500000

Tabel 4: Kønsfordelingsvægte til opgørelse af unisex-dødelighed. Vægtene  $\kappa_{b,x}$  angiver andelen der er mænd, og er afhængig af bestanden  $b$  og alderen  $x$ .

	Mænd		Kvinder	
	$v \leq 2$ år	$v \geq 2$ år	$v \leq 2$ år	$v \geq 2$ år
$\beta_1^{k,v}$	1,060425	0,886423	0,649297	1,154781
$\beta_2^{k,v}$	2,614594	1,385391	2,621190	1,267114
$\beta_3^{k,v}$	0	0	0	0

Tabel 5: Anvendte  $\beta$ -værdier til invalidedødeligheden, der er afhængige af varigheden ( $v$ ) af invaliditeten.

vægtene fra Tabel 4 på samme måde som for den generelle dødelighed, se (1) og (2). Invalidedødeligheden benyttes kun for invalideprodukter.

**Invalideintensiteten** er bestemt som

$$\mu_{x,k}^{ai} = e^{a_{k,0} + a_{k,1}x + a_{k,2}x^2 + a_{k,3}x^3 + a_{k,4}x^4 + a_{k,5}x^5},$$

hvor  $x$  angiver alderen og  $k$  er køn. Parametrene fremgår af Tabel 6.

Køn	$a_{k,0}$	$a_{k,1}$	$a_{k,2}$	$a_{k,3}$	$a_{k,4}$	$a_{k,5}$
Mand	35,41445189	-6,22280806	0,33516416	-0,00859413	$1,067078 \cdot 10^{-4}$	$-5,152961 \cdot 10^{-7}$
Kvinde	4,73277824	-2,80348037	0,19271411	-0,00575044	$7,963024 \cdot 10^{-5}$	$-4,186049 \cdot 10^{-7}$
Unisex	13,96500153	-3,76722231	0,22893222	-0,00636476	$8,393791 \cdot 10^{-5}$	$-4,250563 \cdot 10^{-7}$

Tabel 6: Parametre til invalideintensiteten, hvor  $k$  angiver køn.

For dækning 902 (PFA Plus Indbetalingssikring, opfyldning) øges den anvendte invalideintensitet med 5 %.

**Reaktiveringsintensiteten** modelleres under hensyntagen til varigheden af invaliditeten. Reaktiveringsintensiteten er ikke afhængig af kønnet. Intensiteten er givet ved

$$\mu_{x,v,b}^{ia} = e^{\alpha_{v,b} + \beta_v x}.$$

Her angiver  $x$  alder,  $k$  køn,  $b$  bestand og  $v$  varighed;  $\alpha_{v,s}$  er afhængig af bestanden (gennemsnitsrente eller unit-link) mens  $\beta_v$  er fælles for begge bestande. Der skelnes mellem varigheder over og under to år. De anvendte parametre er

	Gennemsnitsrente		Unit-link	
	$v \leq 2$ år	$v \geq 2$ år	$v \leq 2$ år	$v \geq 2$ år
$\alpha_{v,s}$	0,29018383	0,67292498	0,47804325	0,67292498
$\beta_v$	-0,04045664	-0,10641461	-0,04045664	-0,10641461

Tabel 7: Anvendte parametre til reaktiveringsintensiteten. Bemærk at parametrene er uafhængige af kønnet og dermed er ens for mænd, kvinder og unisex.

For kollektive risikoelementer anvendes 1. ordens G82-satser. Disse satser indeholder risikotillæg.

### 1.26.2 Administrationsomkostninger

Administrationsomkostningerne  $W^{(n,be),adm\ omk}$  kan dekomponeres i hensættelse til fremtidig administration som præmiefri forsikring,  $W^{(n,be),adm\ omk\ frp}$ , og den fremtidige administration som præmiebetalende forsikring (i forhold til præmiefri forsikring),  $W^{(n,be),adm\ omk\ prm}$ . Disse to størrelser kan skrives på formen:

$$W^{(n,be),adm\ omk\ frp} = \sum_{i=0}^M (R^{m\ omk}(t_i) - R^{u\ omk}(t_i)) \Delta A^{(n,be),frp}(t_i) + \sum_{i=0}^M R^{u\ omk}(t_i) \Delta A^{(n,be),stykomk}(t_i),$$

og

$$W^{(n,be),adm\ omk\ prm} = \sum_{i=0}^M R^{u\ omk}(t_i) \Delta A^{(n,be),prm\ omk}(t_i).$$

For en præmiebetalende police indgår begge størrelser,  $W^{(n,be),adm\ omk\ frp}$  og  $W^{(n,be),adm\ omk\ prm}$ . For en fripolicy vil der gælde at  $W^{(n,be),adm\ omk\ prm} = 0$ .

Der defineres tilsvarende størrelser inklusiv risikomargen,  $W^{(n,be+rm),adm\ omk\ frp}$  og  $W^{(n,be+rm),adm\ omk\ prm}$ .

Stykomkostningssatserne udgør:

- Årlig stykomkostning:  $\gamma^{stykomk}(t_0) = 180$ .
- Den prospektive reserves grænse for stykomkostninger:  $\gamma^{stykomk,V} = 15.000$ .

Der fratrækkes 5 basispunkter som rentemarginal for administrationsomkostninger, dvs.  $\gamma^{omk} = 0,0005$ .

Præmieomkostningerne opgøres som 3 procent af nutidsværdien af de aftale præmier, dvs.  $\gamma_{\ell}^{(n,g)} = 0,03$ .

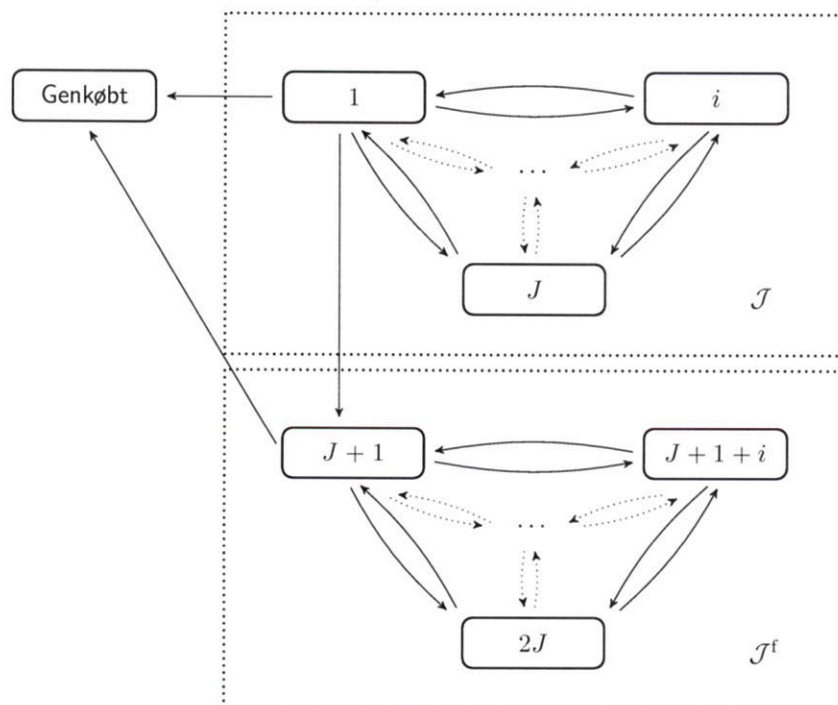
### 1.26.3 Diskonteringsrente

PFA anvender rentekurver fra EIOPA til opgørelse af forsikringsmæssige hensættelser. I praksis beregnes hensættelserne for forsikringsklasse I i første omgang ved anvendelse af Finanstilsynets rentekurve. For forsikringsklasse III beregnes hensættelserne i praksis i første omgang ved at anvende en diskonteringsrentekurve opgjort af PFA Pension ud fra markedsdata efter samme principper som EIOPAs rentekurve uden VA-tillæg. Når EIOPA's rentekurve er offentliggjort, foretages en ny beregning, og opgjorte størrelser der afviger væsentligt korrigeres.

### 1.26.4 Adfærdsvariable

Forsikringstageradfærd håndteres ved at tilføje særlige tilstande for genkøb og fripolice til de eksisterende Markov- og semi-Markov-modeller for den underliggende forsikringsrisiko. Herefter beregnes modificerede overgangssandsynligheder, som integrerer de underliggende sandsynligheder med fripolicefaktorerne.

Det generelle tilstandsrum for Markov og semi-Markov modellerne er illustreret i Figur 1. For en invalide-model fører dette specielt til den velkendte 7-tilstandsmodel. For mere generelle forsikringsdækninger, fx kollektive ægtefælledekninger, tilføjes mulighed fra genkøb og overgang til fripolice fra alle tilstande, hvor forsikringstageren er aktiv, via tilsvarende metoder.



Figur 1: Generel Markov-model til modellering af fripolice og genkøb. Tilstandsrummet  $\mathcal{J} = \{1, \dots, J\}$  med  $J$  tilstande er de sædvanlige tilstande uden fripolice og genkøb, og eksempler på disse er liv-død modellen  $\mathcal{J} = \{\text{I live, død}\}$ , invalide modellen  $\mathcal{J} = \{\text{Aktiv, Invalid, Død}\}$  eller 2-livs modellen. Tilstandsrummet  $\mathcal{J}^f$  angiver, at man er fripolice, og er en kopi af tilstandsrummet  $\mathcal{J}$ . Det er kun fra tilstand 1, at der kan ske en overgang til fripolice. Herudover er der en genkøbstilstand, og det er kun fra tilstand 1, eller den tilsvarende fripolicetilstand  $J+1$ , hvor der kan ske et genkøb.

Selskabet anvender de grundlæggende principper og matematiske metoder, som fremgår af artiklen "Cash flows and policyholder behaviour in the semi-Markov life insurance setup" af Kristian Buchardt, Thomas Møller og Kristian Bjerre Schmidt, PFA Pension, Scandinavian Actuarial Journal, Volume 2015, Issue 8, side 660 – 688, 2015.

**Genkøbsintensiteten** er bestemt ved

$$\mu_{x, RG, k}^{\text{ag}} = e^{\alpha_0, RG, k + \alpha_1 x + \alpha_2 x^2} \cdot 1_{[0, 60)}(x),$$

Her er  $x$  alderen og  $RG \in \{0, 1, 2, 3, 4\}$  rentegruppen, hvor  $RG = 0$  består af policer uden for kontribution. De kønsafhængige parametre fremgår af Tabel 8, og unisex-parametre fremgår af Tabel 9.



	Mænd			Kvinder		
	Rentegrp. 1	Rentegrp. 2	Rentegrp. 0/3/4	Rentegrp. 1	Rentegrp. 2	Rentegrp. 0/3/4
$\alpha_{0,RG,k}$	-5,402924	-5,631551	-5,925347	-5,583763	-5,812389	-6,106185
$\alpha_1$	0,129479	0,129479	0,129479	0,129479	0,129479	0,129479
$\alpha_2$	-0,001624	-0,001624	-0,001624	-0,001624	-0,001624	-0,001624

Tabel 8: Anvendte parametre til genkøbsintensiteten.

	Unisex		
	Rentegrp. 1	Rentegrp. 2	Rentegrp. 0/3/4
$\alpha_{0,RG,k}$	-5,504093	-5,738968	-6,0295727
$\alpha_1$	0,129583	0,129583	0,129583
$\alpha_2$	-0,001615	-0,001615	-0,001615

Tabel 9: Anvendte parametre til unisex-genkøbsintensitet.

Fripolicefaktoren  $\rho(u)$  beregnes som forholdet mellem den prospektive reserve  $V_0(u)$  til tid  $u$ , opgjort på førsteordensgrundlaget, og værdien til tid  $u$  af ydelserne  $V_0^+(u)$ , opgjort på førsteordensgrundlaget,

$$\rho(u) = \frac{V_0(u)}{V_0^+(u)}.$$

Hvis der er flere førsteordensgrundlag på en police beregnes fripolicefaktoren pr. førsteordensgrundlag.

**Fripoliceintensiteten** er bestemt ved,

$$\mu_x^{\text{af}} = 0,08 \cdot 1_{[0,67]}(x),$$

hvor  $x$  angiver alderen. Fripoliceintensiteten er uafhængig af køn.

Forsikringstageradfærd inddrages ikke for forsikringstagere, som modtager løbende udbetalinger. Dette betyder specielt, at 7-tilstandsmodellen ikke anvendes for forsikringstagere som modtager invalidepension.

### 1.26.5 Risikomargen

Ved opgørelse af hensættelser til markedsværdi inkluderes en risikomargen, som indregnes via justeringer af bedste-skøn intensiteterne. Risikomargenen ændrer intensiteterne for invaliditet, dødelighed, invalidepension, reaktivering, genkøb, samt kollektive intensiteter.

Risikomargen vedrørende dødelighed og invalidepension er modelleret ved en absolut øgning af trenden  $R_x^k$  på 0,002 samt en reduktion af dødeligheden på 5 %.

Risikomargen vedrørende invalideintensiteten består af en forøgelse på 5 %.

Risikomargen vedrørende reaktiveringsintensiteten består af en reduktion på 10 %.

Risikomargen vedrørende genkøbsintensiteten består af en reduktion på 10 %.

Risikomargen vedrørende fripoliceintensiteten er en absolut reduktion på 0,02. Intensiteten kan dog ikke blive negativ.

## 1.27 IBNR og RBNS

### 1.27.1 IBNR ved død

IBNR ved død er opgjort til 1,5 måneders risikopræmie ved død for eventuelle policer.

### 1.27.2 IBNR ved invaliditet

IBNR ved invaliditet udgøres af 6,5 måneders risikopræmie ved invaliditet for eventuelle policer.

### 1.27.3 RBNS

RBNS er hensættelse til anmeldte men endnu ikke ekspederede – og måske heller ikke afgjorte – skader. Hensættelsen er opgjort ved, at der på alle policer i selskabet undersøges, om der er anmeldt dødsfald eller søgt om udbetaling ved invaliditet, som endnu ikke er ekspederet. Det anførte beløb er opgjort som risikosummen. På kollektive forsikringer er risikosummen opgjort på kollektivt grundlag. For anmeldte invalideskader afsættes der dog til to typer af RBNS skader.

Den første type er karakteriseret ved at have været underlagt en grundig faglig vurdering, og der er foretaget en første afgørelse.

Hensættelse efter første afgørelse (kode 031): Hensættelsen beregnes efter principperne i afsnit 1.23.3.

Den anden type er karakteriseret ved endnu ikke at have været underlagt faglig vurdering.

Hensættelse uden første afgørelse (kode 030): Hensættelserne til disse beregnes efter principperne i afsnit 1.18.3. For disse anmeldelser kendes en eventuel skadedato ikke, og resultatet kan være et afslag, halv dækning eller fuld dækning. Ved beregning af hensættelsen anvendes dato for anmeldelse af skaden som skadedato, og der hensættes som om alle anmeldte skader vil resultere i fuld dækning. Dog reduceres hensættelserne med 10 procent i forhold til dette.

## 4 Hensættelser til livsforsikringsforpligtelser for PFA Plus

Opgørelse af hensættelser til livsforsikringsforpligtelser for PFA Plus tager udgangspunkt i regnskabsbekendtgørelsens §§ 66–68.

Pensionsordninger med opsparing i investeringsprofil G tilhører forsikringsklasse I. Alle øvrige pensionsordninger i PFA Plus består af forsikringsklasse III og kan inkludere SUL.

For forsikringer i forsikringsklasse I anvendes de sædvanlige regnskabsposter. Værdien af garanterede ydelser beregnes ud fra den sikrede udbetaling ved indbetalingsfri pensionsordning.

For forsikringer i forsikringsklasse III er der ikke tale om bonusberettigede forsikringer, og der indgår således ikke en opgørelse af værdien af bonus.

Livsforsikringshensættelser for Liv forsikringsklasse III kan opdeles i to dele:

- Regnskab for opsparing og udbetalingsssikring
- Regnskab for forsikringsdækninger

Der foretages indledningsvist en selvstændig beregning af regnskabsstørrelser for hver af disse to grupper.

Pensionsordninger etableret i PFA Plus opfattes som et samlet hele, bestående af opsparing, forsikringsdækninger tegnet som Liv forsikringsklasse III (herefter benævnt livsforsikringsdækninger) og forsikringsdækninger tegnet som SUL (herefter benævnt SUL-dækninger). Overskud og hensættelser til tab opgøres samlet for pensionsordningerne, og der foretages derfor ikke en fuld "unbundling". Dette betyder fx, at fortjenstmargen forbundet med opsparingen kan anvendes til at dække hensættelser knyttet til livsforsikringsdækninger for eventuelle policer. Derimod anvendes fortjenstmargen forbundet med opsparingen dog ikke til at dække hensættelser knyttet til SUL-dækninger for eventuelle policer.

Ved opgørelse af hensættelser til livsforsikringsforpligtelser anvendes rentekurven beskrevet i afsnit 1.26.3 og risikointensiteterne beskrevet i afsnit 1.26.1. Risikointensiteter inklusiv risikomargen er angivet i afsnit 1.26.5.

Livsforsikringshensættelser for Liv forsikringsklasse I opgøres med udgangspunkt i de samme regnskabsstørrelser som beskrevet nedenfor.

### 4.1 Livsforsikringshensættelsen, generelt

#### 4.1.1 Livsforsikringshensættelser for opsparing og opsparingsdækninger

Markedsværdiregnskabet for opsparingsdækninger og for forsikringsdækninger ved død med reserveopbygning/-afsættelse opgøres for pensionskunde  $n$  med udgangspunkt i opsparingen,  $W^{(n),retro}$ , og den eventuelt tilknyttede udbetalingsssikring, jf. afsnit 2.6. For pensionsordninger i forsikringsklasse III er opsparingens værdi givet ved værdien af de tilhørende aktiver, dvs.  $V^{(n),retro} = V^{(n),A}$ .

Cashflow for en eventuelt tilknyttet udbetalingsssikring beregnes på formen:

$$\Delta A^{(n,v),o}(t_i) = \sum_d y_d^{(n),o} \Delta \tilde{A}_d^{(n),o,v}(t_i).$$

Her gælder:

- Indeks  $o$  betegner ydelser knyttet til opsparingen ( $o$ ).
- Indeks  $n$  betegner police  $n$ .
- $v$  angiver valgt beregningsgrundlag til markedsværdiberegninger. Der anvendes  $be$  for "bedste skøn" og  $be + rm$  for "bedste skøn inklusiv justering for risikomargen".
- $t_i$  angiver udbetalingstidspunktet.
- $y_d^{(n),o}$  angiver den sikrede ydelse for police  $n$  knyttet til dækning  $d$  forbundet med opsparingen.
- $\Delta \tilde{A}_d^{(n),o,v}(t_i)$  er enhedscashflowet for en krone af dækningen med koncessionsnummer  $d$ .



**Nutidsværdi af udbetalingssikring eksklusiv administrationsomkostninger** beregnes ved at diskontere cashflowet:

$$W^{(n,be),o,gy\ uomk} = \sum_{i=0}^M R^{u\ omk}(t_i) \Delta A^{(n,be),o}(t_i).$$

Størrelsen  $W^{(n,be),o,gy\ uomk}$  indeholder ikke risikomargen, idet der er anvendt betegnelsen  $be$  for "bedste skøn" ved opgørelse af nutidsværdien af de forventede betalinger. Der defineres tilsvarende en størrelse  $W^{(n,be+rm),o,gy\ uomk}$ , som indeholder risikomargen via anvendelse af grundlaget  $be + rm$  for "bedste skøn inklusiv justering for risikomargen".

#### **Nutidsværdi af forventede administrationsomkostninger for udbetalingssikring**

Nutidsværdi af forventede administrationsomkostninger for udbetalingssikring for police  $n$  opgøres som:

$$W^{(n,be),o\ adm\ omk} = \sum_{i=0}^M (R^{m\ omk}(t_i) - R^{u\ omk}(t_i)) \Delta A^{(n,v),o}(t_i).$$

Her er der både anvendt diskonteringsfaktoren  $R^{u\ omk}(t_i)$  hørende til den anvendte rentekurve før fradrag af rentemarginal for administrationsomkostninger, og diskonteringsfaktoren  $R^{m\ omk}(t_i)$  efter fradrag af rentemarginal  $\delta_o$  for administrationsomkostninger knyttet til udbetalingssikring. Sats for PFA Plus fremgår af *Satsbilag*.

Der defineres tilsvarende størrelse inklusiv risikomargen,  $W^{(n,be+rm),o\ adm\ omk}$ .

Ved overgang til indbetalingsfri pensionsordning bortfalder forsikringsdækningerne som udgangspunkt fra aftalen. I forbindelse hermed tilknyttes en dødsfaldsdækning på *DødsdækningBeløb*, jf. afsnit 2.14. Der beregnes et cashflow for denne dækning,

$$\Delta A^{(n,v),fri}(t_i) = y_{fri}^{(n)} \tilde{\Delta A}_{fri}^{(n),v}(t_i).$$

hvor hvor  $y_{fri}^{(n)}$  svarer til *DødsdækningBeløb*. Cashflowet finansieres af opsparingen og opgøres med et risikopåsvarende til den angivne pensionsalder.

**Nutidsværdi af dækning til indbetalingsfri pension** opgøres som:

$$W^{(n,be),fri} = \sum_{i=0}^M R^{u\ omk}(t_i) \Delta A^{(n,be),fri}(t_i).$$

Størrelsen  $W^{(n,be),fri}$  indeholder ikke risikomargen, idet der er anvendt betegnelsen  $be$  for "bedste skøn" ved opgørelse af nutidsværdien af de forventede betalinger. Der defineres tilsvarende en størrelse  $W^{(n,be+rm),fri}$ , som indeholder risikomargen via anvendelse af grundlaget  $be + rm$  for "bedste skøn inklusiv justering for risikomargen".

**Nutidsværdi af udbetalingssikring inklusiv administrationsomkostninger og dækning til indbetalingsfri pension** beregnes som

$$W^{(n,be),o,fri+gy\ m\ omk} = W^{(n,be),o,gy\ uomk} + W^{(n,be),o,\ adm\ omk} + W^{(n,be),fri}.$$

#### **4.1.2 Livsforsikringshensættelser for forsikringsdækninger tegnet som livsforsikring**

Cashflow for ydelser og præmier vedrørende forsikringsdækninger tegnet som livsforsikring beregnes på formen:

$$\begin{aligned} \Delta A^{(n,v),\ell}(t_i) &= \Delta A^{(n,v),+,\ell}(t_i) - \Delta A^{(n,v),-,\ell}(t_i) \\ &= \sum_d y_d^{(n),\ell} \tilde{\Delta A}_d^{(n),+,\ell,v}(t_i) - \sum_d \pi_d^{(n),\ell} \tilde{\Delta A}_d^{(n),-,\ell,v}(t_i). \end{aligned}$$

Her gælder:

- Indeks  $\ell$  betegner ydelser og præmier knyttet til livsforsikringsdækninger.
- $y_d^{(n),\ell}$  ydelser for police  $n$  knyttet til forsikringsdækning  $d$ .

- $\Delta \tilde{A}_d^{(n),+, \ell, v}(t_i)$  er enhedscashflowet for en enhed af dækningen med koncessionsnummer  $d$ .
- $\pi_d^{(n), \ell}$  den opkrævede pris for police  $n$  knyttet til forsikringsdækning  $d$ .
- $\Delta \tilde{A}_d^{(n),-, \ell, v}(t_i)$  er enhedscashflowet for en enhed af indbetalingen for dækningen med koncessionsnummer  $d$ .

Der summeres over forsikringsdækninger  $d$  tegnet som livsforsikringer, knyttet til policer tegnet som forsikringsklasse III.

Der anvendes et risikooophør og præmiebetalingsophør svarende til udløb af prisaftalen for ordningen. Hvis der ikke er oplyst et udløb, anvendes et risikooophør på 1 år.

**Nutidsværdi af ydelser og præmier vedrørende forsikringsdækninger, eksklusiv administrationsomkostninger** beregnes som:

$$W^{(n, be), \ell, y u o m k} = \sum_{i=0}^M R^{u o m k}(t_i) \Delta A^{(n, be), \ell}(t_i).$$

Størrelsen  $W^{(n, be), \ell, y u o m k}$  indeholder ikke risikomargen, idet der er anvendt betegnelsen  $be$  for "bedste skøn" ved opgørelse af nutidsværdien af de forventede betalinger. Der defineres tilsvarende en størrelse  $W^{(n, be+rm), \ell, y u o m k}$ , som indeholder risikomargen via anvendelse af grundlaget  $be + rm$  for "bedste skøn inklusiv justering for risikomargen".

**Nutidsværdi af forventede administrationsomkostninger knyttet til ydelser og præmier vedrørende forsikringsdækninger** beregnes som:

$$W^{(n, be), \ell, a d m o m k} = \sum_{i=0}^M (R^{m o m k}(t_i) - R^{u o m k}(t_i)) \Delta A^{(n, be), +, \ell}(t_i) + \sum_{i=0}^M R^{u o m k}(t_i) \gamma^{o m k, \ell} \Delta A^{(n, be), -, \ell}(t_i).$$

Med denne definition anvendes to omkostningssatser ved opgørelse af hensættelserne. Den første del indregnes via en rentemarginal  $\delta_\ell$  (efter PAL), som indgår ved beregning af nutidsværdien af de forventede udbetalinger forbundet med forsikringsdækningerne. Den anden sats  $\gamma^{o m k, \ell}$  ganges med præmieaktivet og svarer til en procentdel af de betalte priser.

**Nutidsværdi af ydelser og præmier vedrørende forsikringsdækninger, inklusiv administrationsomkostninger** beregnes som:

$$W^{(n, be), \ell, y m o m k} = W^{(n, be), \ell, y u o m k} + W^{(n, be), \ell, a d m o m k}.$$

Der defineres tilsvarende størrelser inklusiv risikomargen,  $W^{(n, be+rm), \ell, y m o m k}$ .

## 4.2 Risikomargen og fortjenstmargen

### 4.2.1 Risikomargen

Risikomargen knyttet til opsparing og udbetalings sikring defineres som

$$W^{(n, r m), o} = W^{(n, be+rm), o, f r i+g y m o m k} - W^{(n, be), o, f r i+g y m o m k}.$$

Risikomargen knyttet til livsforsikringsdækninger defineres som

$$W^{(n, r m), \ell} = W^{(n, be+rm), \ell, y m o m k} - W^{(n, be), \ell, y m o m k}.$$

## 4.2.2 Fortjenstmargen knyttet til opsparingen

Brutto-fortjenstmargenen for police  $n$  knyttet til opsparing før indregning af udbetalingssikring betegnes  $W^{(n,be+rm),o,fm\ brutto}$ . For brutto-fortjenstmargenen for police  $n$  (efter indregning af udbetalingssikring) anvendes tilsvarende notationen  $W^{(n,be+rm),o,fm\ brutto}$ .

Brutto-fortjenstmargenen før indregning af udbetalingssikring opgøres ud fra opsparingsens størrelse, dvs. den retrospektive hensættelse  $V^{(n),retro}$  og aftalte indbetalinger inden udløb af prisaftalen. Bruttofortjenstmargenen opgøres ved at anvende en sats på 0,175 % af den forventede opsparing  $W^{(n),retro}(t_i)$ , for  $i = 0, 1, \dots, M$ , indtil den samlede opsparing forventes udbetalt. Satsen reduceres med PAL for opsparing hvor afkastet er PAL-pligtigt. Der anvendes afgangsforsudsætninger svarende til de estimerede genkøbsintensiteter for gennemsnitsrentemiljøets rentegruppe 1. Ved udløb af prisaftalen indregnes yderligere en sandsynlighed på 50 procent for genkøb.

Brutto-fortjenstmargenen knyttet til opsparingen for en police  $n$  kan ikke overstige forskellen mellem den retrospektive hensættelse og værdien af udbetalingssikring inklusiv risikomargen, dvs.

$$W^{(n,be+rm),o,fm\ brutto} = \min \left\{ W^{(n,be+rm),o,fm\ brutto}; \left( W^{(n),retro} - W^{(n,be+rm),o,fr+gy\ m\ omk} \right)^+ \right\}.$$

## 4.3 Livsforsikringshensættelserne og de forsikringsmæssige hensættelser

Den beregnede brutto-fortjenstmargen knyttet til opsparingen på bestandsniveau opgøres som

$$V^{o,fm\ brutto} = \sum_n W^{(n,be+rm),o,fm\ brutto}.$$

Brutto-fortjenstmargenen knyttet til opsparingen kan som beskrevet nedenfor anvendes til at dække hensættelser for eventuelle policer forbundet med tilknyttede forsikringsdækninger, tegnet som livsforsikringer.

Den samlede retrospektive hensættelse opgøres som

$$V^{retro} = \sum_n W^{(n),retro},$$

og den samlede akkumulerede værdiregulering forbundet med udbetalingssikring, før anvendelse af fortjenstmargen, betegnes

$$\tilde{V}^{reg,o} = \sum_n \left( W^{(n,be+rm),o,fr+gy\ m\ omk} - W^{(n),retro} \right)^+.$$

Nutidsværdi af ydelser for livsforsikringer, før anvendelse af fortjenstmargen til dækning af hensættelse for eventuelle policer, opgøres som

$$\tilde{V}^{y,\ell} = \sum_n W^{(n,be),\ell,y\ m\ omk}.$$

Risikomargen for livsforsikringer, før anvendelse af fortjenstmargen til dækning af hensættelser for eventuelle policer, opgøres som

$$\tilde{V}^{rm,\ell} = \sum_n W^{(n,rm),\ell}.$$

Regnskabsstørrelserne er opdelt i hensættelser for eventuelle policer,  $\tilde{V}^{y,\ell,e}$  og  $\tilde{V}^{rm,\ell,e}$ , og hensættelser for aktuelle policer,  $\tilde{V}^{y,\ell,a}$  og  $\tilde{V}^{rm,\ell,a}$ .

Hvis  $(\tilde{V}^{y,\ell,e} + \tilde{V}^{rm,\ell,e}) < 0$ , dvs. hvis summen af den beregnede nutidsværdi og risikomargen er negativ, da opgøres fortjenstmargenen knyttet til livsforsikringsdækninger som denne forskel,

$$V^{\ell,fm\ brutto} = -\min\{\tilde{V}^{y,\ell,e} + \tilde{V}^{rm,\ell,e}; 0\}.$$

Den samlede bruttofortjenstmargen opgøres herefter som

$$V^{fm\ brutto} = V^{o,fm\ brutto} + V^{\ell,fm\ brutto}.$$



Fortjenstmargen anvendt til dækning af hensættelser for eventuelle policer til forventede underskud for risikodækninger tegnet som livsforsikringer opgøres som

$$V^{fm\,anv\,\ell} = \min \left\{ \left( \tilde{V}^{y,\ell,e} + \tilde{V}^{rm,\ell,e} \right)^+ ; V^{fm\,brutto} \right\}.$$

Den forholdsmæssige skalering for eventuelle policer for hensættelser til risikodækninger tegnet som livsforsikringer beregnes som

$$\beta^\ell = \begin{cases} \frac{\left( \tilde{V}^{y,\ell,e} + \tilde{V}^{rm,\ell,e} \right)^+ - V^{fm\,anv\,\ell}}{\left( \tilde{V}^{y,\ell,e} + \tilde{V}^{rm,\ell,e} \right)^+}, & \text{hvis } \left( \tilde{V}^{y,\ell,e} + \tilde{V}^{rm,\ell,e} \right)^+ > 0, \\ 0, & \text{ellers.} \end{cases}$$

Der gælder således at  $\beta^\ell = 0$ , hvis  $\left( \tilde{V}^{y,\ell,e} + \tilde{V}^{rm,\ell,e} \right)^+ = 0$ . Dette sikrer, at hensættelsen for eventuelle forsikringer til livsforsikringsdækninger samlet maksimeres til 0 i det efterfølgende.

Fortjenstmargen anvendt til dækning af den akkumulerede værdiregulering forbundet med udbetalingsikring opgøres som

$$V^{fm\,anv\,o} = \min \left\{ \tilde{V}^{reg,o}; V^{fm\,brutto} - V^{fm\,anv\,\ell} \right\}.$$

Den forholdsmæssige reduktion for akkumuleret værdiregulering forbundet med udbetalingsikring beregnes som

$$\beta^o = \begin{cases} \frac{\tilde{V}^{reg,o} - V^{fm\,anv\,o}}{\tilde{V}^{reg,o}}, & \text{hvis } \tilde{V}^{reg,o} > 0, \\ 0, & \text{ellers.} \end{cases}$$

#### 4.3.1 Opgørelse af nutidsværdi af ydelser og forsikringsmæssige hensættelser

**Nutidsværdi af ydelser for livsforsikringer** efter anvendelse af fortjenstmargen, og samlet maksimering for eventuelle forsikringer, opgøres som:

$$V^{y,\ell} = \beta^\ell \cdot \tilde{V}^{y,\ell,e} + \tilde{V}^{y,\ell,a}.$$

Størrelsen indeholder ikke IBNR og RBNS. Dette inkluderes nedenfor.

**Risikomargen for livsforsikringer** efter anvendelse af fortjenstmargen, og samlet maksimering for eventuelle forsikringer, opgøres som

$$V^{rm,\ell} = \beta^\ell \cdot \tilde{V}^{rm,\ell,e} + \tilde{V}^{rm,\ell,a}.$$

Det bemærkes, at størrelsen

$$V^{y,\ell} + V^{rm,\ell} + V^{fm\,anv\,\ell} = \tilde{V}^{y,\ell} + \tilde{V}^{rm,\ell} + V^{fm,\ell}$$

udgør den samlede hensættelse til livsforsikringsdækninger, inkl. den del  $V^{fm\,anv\,\ell}$ , som er dækket af fortjenstmargen, men eksklusiv IBNR og RBNS. Hvis  $\left( \tilde{V}^{y,\ell,e} + \tilde{V}^{rm,\ell,e} \right) < 0$ , da vil  $V^{fm,\ell} > 0$ , hvilket svarer til at der er opstået fortjenstmargen forbundet med livsforsikringer for eventuelle policer.

**Garanterede ydelser for opsparing og udbetalingsikring** opgøres som:

$$V^{gy,o} = \sum_n W^{(n,be),o, fri+gym\,omk}.$$

**Risikomargen for opsparing og udbetalingsikring** opgøres som:

$$V^{rm,o} = \sum_n W^{(n,rm),o}.$$

Størrelserne  $V^{gy,o}$  og  $V^{rm,o}$  vil typisk være indeholdt i den retrospektive hensættelse,  $V^{(n),retro}$ .

Den samlede akkumulerede værdiregulering forbundet med udbetalingsikring, efter anvendelse af fortjenstmargen, opgøres som

$$V^{reg,o} = \beta^o \tilde{V}^{reg,o}.$$

Det bemærkes, at størrelsen

$$V^{reg,o} + V^{fm anv o} = \tilde{V}^{reg,o}$$

udgør den samlede akkumulerede værdiregulering forbundet med udbetalingsikring, inkl. den del  $V^{fm anv o}$ , som er dækket af fortjenstmargen.

Hensættelse til garanterede ydelser for udbetalingsikring indgår i **de forsikringsmæssige hensættelser for opsparing, udbetalingsikring og forsikringer tegnet som livsforsikring**, der samlet opgøres som:

$$V^{fh,o+\ell} = V^{retro} + V^{reg,o} + V^{y,\ell} + V^{rm,\ell} + V^{ibnr,\ell} + V^{rbns,\ell}.$$

Her angiver  $V^{ibnr,\ell}$  IBNR-hensættelser for livsforsikringer, og  $V^{rbns,\ell}$  er RBNS-hensættelser for livsforsikringer.

I  $V^{fh,o+\ell}$  indgår **fortjenstmargen for PFA Plus**, der er opgjort som:

$$V^{fm} = V^{fm brutto} - V^{fm,anv \ell} - V^{fm,anv o}.$$

hvor  $V^{fm anv \ell}$  er anvendt til dækning af hensættelse for livsforsikringer for eventuelle policer, og hvor  $V^{fm anv o}$  er anvendt til dækning af ekstrahensættelse for udbetalingsikring og derfor ikke indgår i fortjenstmargenen.

Det bemærkes, at størrelserne  $V^{fm anv \ell}$  og  $V^{fm anv o}$  i princippet er ændret fra at være en del af bruttofortjenstmargenen til en hensættelse til dækning af forventede tab forbundet med forsikringer tegnet som livsforsikring for eventuelle policer og til dækning af den akkumulerede værdiregulering forbundet med udbetalingsikring.

**Livsforsikringshensættelser for opsparing, udbetalingsikring og forsikringsdækninger tegnet som livsforsikring** opgøres som

$$V^{lh,o+\ell} = V^{fh,o+\ell} - V^{fm}.$$

## 4.4 IBNR og RBNS

### 4.4.1 IBNR ved død

IBNR ved død er opgjort til 1,5 måneders risikopræmie ved død for eventuelle policer.

### 4.4.2 IBNR ved invaliditet

IBNR ved invaliditet udgøres af hensættelse til skader, som endnu ikke er anmeldt på grund af forsinket reaktion fra den forsikrede. Hensættelsen er skønnet til 2,5 måneders risikopræmie ved invaliditet for eventuelle policer.

### 4.4.3 RBNS

RBNS er hensættelse til anmeldte men endnu ikke ekspederede – og måske heller ikke afgjorte – skader. Hensættelsen er opgjort ved, at der på alle policer i PFA Plus undersøges, om der er anmeldt dødsfald eller søgt om indbetalingsikring, som endnu ikke er ekspederet. Det anførte beløb er opgjort som risikosummen.

For anmeldte invalideskader afsættes der til to typer af RBNS-skader: Behandlede, men ikke- ekspederede sager, og ikke-behandlede sager. RBNS-hensættelserne for ikke-behandlede sager korrigeres med en faktor 0,9.

# Teknisk grundlag: Hensættelsesgrundlag

30. december 2016

Dette dokument indeholder afsnit 1.19, 1.20, 1.21, 1.22, 1.23, 1.24 og 1.27 med beskrivelse af metode for opgørelse af hensættelser til livsforsikringsforpligtelser for gennemsnitsrentebestanden. Derudover indeholder dokumentet afsnit 4, 4.1, 4.2, 4.3, 4.4 og 4.5 med beskrivelse af metode for opgørelse af hensættelser til livsforsikringsforpligtelser for PFA Plus. Beskrivelsen indeholder en tilpasning til de regnskabsregler, som trådte i kraft d. 1. januar 2016.

Dokumentet indeholder endelig afsnit 1.26.1, 1.26.2, 1.26.3, 1.26.4 og 1.26.5, der indgår i beskrivelsen af markedsværdigrundlaget.

PFA Pensions bestand af livsforsikringer er opdelt i to dele:

- **PFA Plus:** Består af de policer, der administreres i PFA Plus-systemet, hvilket primært er *unit-link* (markedsrente) forsikringer.
- **KR:** Er den resterende del af bestanden og administreres i KR-systemet. Dette er primært *gennemsnitsrente*-produkter, men også forsikringer uden for kontribution.

Ved opgørelse af livsforsikringshensættelserne for KR anvendes kønsafhængige parametre. Unisex-parametre anvendes ved opgørelse af hensættelser for PFA Plus samt til beregning af overførselstillæg for rene unisex-policer i gennemsnitsrentebestanden.

## 1.19 Livsforsikringshensættelsen, generelt

Passivposten livsforsikringshensættelser opgøres ud fra regnskabsbekendtgørelsens § 66 ved at bestemme de underliggende cashflows for de garanterede ydelser, aftalte præmier, omkostninger mv. via analytiske og numeriske metoder.

For forsikringer med bonusret opgøres værdien af bonus indirekte, således som det er anført muligt i § 67, stk. 1.

I de følgende afsnit defineres først en række størrelser på policeniveau. I afsnit 1.24 defineres de endelige passivposter.

## 1.20 Garanterede ydelser

Garanterede ydelser er beskrevet under forsikringsbegreb nummer 43 i Bilag 1 til regnskabsbekendtgørelsen. Ifølge denne udgør garanterede ydelser "nutidsværdien af de ydelser, der er garanteret en forsikringstager eller en part i en investeringskontrakt samt nutidsværdien af de forventede fremtidige udgifter til administration af kontrakten med fradrag af nutidsværdien af de aftalte fremtidige præmier. Garanterede ydelser opgøres under hensyn til forsikringstagerens eller kontraktpartens udnyttelse af optioner som tilbagekøb eller præmieophør."

Nutidsværdien af de ydelser, som er garanteret, opgøres ved først at bestemme cashflowet for ydelser og præmier. Herefter diskonteres dette cashflow.

### Enheds-cashflow for ydelser

Vi anvender følgende notation for enheds-cashflowet for ydelser på en krone for koncessionsnummer  $d$ :

$$\left( \Delta \tilde{A}_d^{(n,g),+,v}(t_i) \right)_{i=0,1,\dots,M}$$

Enheds-cashflowet angiver betalinger i tidsintervaller omkring tidspunkterne  $t_i$ ,  $i = 0, 1, \dots, M$ . Cashflowet anvendes således, at størrelsen  $\Delta \tilde{A}_d^{(n,g),+,v}(t_i)$  diskonteres med renten for varigheden  $t_i$ . I praksis anvendes en diskretiseringsenhed på  $\delta = 1$  og  $t_0 = 0$ , således at  $t_i = i$ . Betalingen for  $t_0 = 0$  diskonteres ikke.

Tilsvarende betegner  $\Delta \tilde{A}_d^{(n,g),+,v,*}(t_i)$  enheds-cashflowet for en fripolicy-dækning med koncessionsnummer  $d$ .

Enheds-cashflowet er understøttet med følgende notation:



- $(n, g)$ : Police  $n$ , grundlag  $g$ ,
- $d$  angiver koncessionsnummer,
- "+" angiver, at der er tale om ydelser (og ikke præmier),
- $v$  angiver valgt beregningsgrundlag til markedsværdiberegninger. Der anvendes  $be$  for "bedste skøn" og  $be + rm$  for "bedste skøn inklusive justering for risikomargen",
- $t_i$  angiver udbetalingstidspunktet.

Enhedscashflowet afhænger af oplysninger om police  $n$ , fx alder, køn og tilstand/status.

### Enhedscashflow for præmier

Vi anvender tilsvarende følgende notation for enhedscashflowet beregnet til tid  $t_0$  for præmier  $\ell$  til tid  $t_i$ :

$$\left( \Delta \tilde{A}_\ell^{(n,g),-,v}(t_i) \right)_{i=0,1,\dots,M}$$

Cashflowet er udstyret med samme notation som ovenfor. Indeks  $\ell$  angiver koncessionsnummer for de tilknyttede præmiebetalingstyper.

Tilsvarende betegner  $\Delta \tilde{A}_\ell^{(n,g),-,v,\kappa_0}(t_i)$  det rene enhedscashflow for præmier, reduceret med sandsynligheden for genkøb og overgang til fripolice.

### Cashflow for garanterede ydelser og præmier, før omkostninger

Cashflow for garanterede ydelser og præmier opgøres nu for hver police ved at summere over grundlag og dækninger knyttet til policen. Cashflowet indeholder forsikringstageradfærd i form af overgang fra præmiebetalende police til fripolice samt genkøb, som er indregnet via metoderne beskrevet i afsnit 1.26.4:

$$\Delta A^{(n,v)}(t_i) = \sum_g \left( \sum_d y_d^{(n,g)} \Delta \tilde{A}_d^{(n,g),+,v}(t_i) - \sum_\ell \pi_\ell^{(n,g)} \Delta \tilde{A}_\ell^{(n,g),-,v}(t_i) \right).$$

Her angiver:

- $y_d^{(n,g)}$  ydelser for police  $n$  knyttet til dækning  $d$  og grundlag  $g$ .
- $\pi_\ell^{(n,g)}$  præmien (eksklusive arbejdsmarkedsbidrag) før omkostninger for police  $n$  knyttet til præmiebetalingstype  $\ell$  og grundlag  $g$ .

### Cashflow for garanterede fripoliceydelser

Cashflow for garanterede fripoliceydelser indgår ved opgørelse af hensættelser til omkostninger. Cashflowet for garanterede fripoliceydelser for police  $n$  opgøres tilsvarende ved at summere over grundlag  $g$  og de indgående dækninger  $d$ :

$$\Delta A^{(n,v),frp}(t_i) = \sum_g \sum_d y_d^{(n,g)} \rho_d^{(n,g)}(t_0) \Delta \tilde{A}_d^{(n,g),+,v,*}(t_i),$$

hvor  $\rho_d^{(n,g)}(t_0)$  er fripolicefaktoren for police  $n$ , grundlag  $g$  og koncessionsnummer  $d$  til tid  $t_0$ . Fripolicefaktoren angiver den faktor, som ydelserne reduceres med ved omskrivning til fripolice.

### Cashflow for præmieomkostninger

Cashflow for præmieomkostninger for police  $n$  opgøres som:

$$\Delta A^{(n,v),prm\ omk}(t_i) = \sum_{g,\ell} \pi_\ell^{(n,g)} \gamma_\ell^{(n,g)} \Delta \tilde{A}_\ell^{(n,g),-,v,\kappa_0}(t_i),$$

hvor  $\gamma_\ell^{(n,g)}$  er markedsværdi-præmieomkostningerne knyttet til grundlag  $g$ .

### Cashflow for stykomkostninger

Cashflow for stykomkostninger for police  $n$  opgøres som:

$$\Delta A^{(n,v),stykomk}(t_i) = \begin{cases} 0, & \text{hvis } \Delta A^{(n,v)}(t_j) = 0 \text{ for } j = i, \dots, M, \\ \gamma^{stykomk}(t_0) \mathbf{1}_{\{V^{(n,\cdot),+}(t_0) > \gamma^{stykomk,V}\}} \Delta \tilde{A}_{d^o}^{(n,\cdot),+,v,\kappa_0}(t_i), & \text{ellers.} \end{cases}$$

Her angiver  $\Delta \tilde{A}_{d^o}^{(n,\cdot),+,v,\kappa_0}(t_i)$  enhedscashflowet for dækning  $d^o = 210$ .

Indikatorfunktionen  $\mathbf{1}_{\{V^{(n,\cdot),+}(t_0) > \gamma^{stykomk,V}\}}$  bevirker, at stykomkostningscashflowet opgøres, hvis den prospective reserve er større end beløbet  $\gamma^{stykomk,V}$ . Størrelsen  $\gamma^{stykomk}(t_i)$  angiver den årlige stykomkostning.

Definitionen betyder, at  $\Delta A^{(n,v),stykomk}(t_i) = 0$  for  $i = m, \dots, M$ , hvis det underliggende cashflow er 0 fra tid  $t_m$ , dvs. hvis  $\Delta A^{(n,v)}(t_j) = 0$  for  $j = m, \dots, M$ .

### Diskonteringsfaktorer

Nutidsværdier af de underliggende cashflows opgøres ved at diskontere med rentekurven efter PAL (for PAL-friholdt opsparing reduceres rentekurven ikke med PAL). For rentekurven  $r(t_i)$  defineres en diskonteringsfaktor uden korrektion for omkostninger,

$$R^{uomk}(t_i) = \frac{1}{(1+r(t_i))^{t_i}},$$

og en diskonteringsfaktor med fradrag af en rentemarginal  $\gamma^{omk}$  for administrationsomkostninger

$$R^{momk}(t_i) = \frac{1}{(1+r(t_i) - \gamma^{omk})^{t_i}}.$$

### Nutidsværdi af ydelser og præmier eksklusive omkostninger

Nutidsværdien for police  $n$  af de ydelser der er garanterede med fradrag af nutidsværdien af de aftalte fremtidige præmier, før indregning af omkostninger, opgøres ved at diskontere cashflowet med rentekurven efter PAL uden fradrag af rentemarginal for administrationsomkostninger

$$W^{(n,be),gyuomk} = \sum_{i=0}^M R^{uomk}(t_i) \Delta A^{(n,be)}(t_i).$$

Størrelsen  $W^{(n,be),gyuomk}$  indeholder ikke risikomargen, idet der er anvendt betegnelsen  $be$  for "bedste skøn" ved opgørelse af nutidsværdien af de forventede betalinger. Der defineres tilsvarende en størrelse  $W^{(n,be+rm),gyuomk}$ , som indeholder risikomargen via anvendelse af grundlaget  $be + rm$  for "bedste skøn inklusive justering for risikomargen".

### Nutidsværdi af forventede administrationsomkostninger

Nutidsværdi af forventede administrationsomkostninger for police  $n$  opgøres som:

$$W^{(n,be),admomk} = \sum_{i=0}^M (R^{momk}(t_i) - R^{uomk}(t_i)) \Delta A^{(n,v),frp}(t_i) + \sum_{i=0}^M R^{uomk}(t_i) (\Delta A^{(n,v),prmomk}(t_i) + \Delta A^{(n,v),stykomk}(t_i)).$$

Her er der både anvendt diskonteringsfaktoren  $R^{uomk}(t_i)$  hørende til den anvendte rentekurve før fradrag af rentemarginal for administrationsomkostninger, og diskonteringsfaktoren  $R^{momk}(t_i)$  efter fradrag af rentemarginal for administrationsomkostninger.

Der defineres tilsvarende størrelse inklusive risikomargen,  $W^{(n,be+rm),admomk}$ .

### Nutidsværdi af ydelser og præmier, inklusive forventede administrationsomkostninger

Nutidsværdi af ydelser og præmier, inklusive forventede administrationsomkostninger for police  $n$  opgøres nu som

$$W^{(n,be),gymomk} = W^{(n,be),gyuomk} + W^{(n,be),admomk}.$$

Der defineres tilsvarende størrelse inklusive risikomargen,  $W^{(n,be+rm),gymomk}$ .

## 1.21 Risikomargen

Risikomargenen for police  $n$  opgøres som:

$$W^{(n,rm)} = W^{(n,be+rm),gy\ momk} - W^{(n,be),gy\ momk},$$

dvs. som forskellen mellem nutidsværdien af garanterede ydelser og præmier opgjort med henholdsvis "bedste skøn inklusive justering for risikomargen"-forudsætninger og "bedste skøn"-forudsætninger.

## 1.22 Bruttofortjenstmargen

Bruttofortjenstmargenen for gennemsnitsrentebestanden bestemmes ved at opgøre de garanterede ydelser med en rentemarginal  $\gamma^{(k),fm}$ , hvor  $k = 0, 1, \dots, 4$  er kontributionsrentegruppen, som fremgår af Tabel 1. (Her angiver gruppe 0 policer uden for kontribution.) Ved opgørelse af bruttofortjenstmargenen anvendes satserne fra Tabel 1, reduceret med PAL.

Rentegruppe	0	1	2	3	4
Sats(*)	0	0,10 %	0,10 %	0,10 %	0,10 %

Tabel 1: Fortjenstmargensatser før PAL for rentegrupperne 0-4 i gennemsnitsrentebestanden. Note: (\*) Bruttofortjenstmargenen sættes til 0 på grund af usikkerhed vedrørende fortolkning af kontributionsbekendtgørelsen.

For police  $n$  beregnes først nutidsværdien af garanterede ydelser, med fradrag af værdien af aftalte fremtidige præmier og med tillæg af den forventede fremtidige bruttofortjenstmargen,

$$W^{(n,be+rm),gy\ uomk+fm} = \sum_{i=0}^M R^{u\ omk, fm}(t_i) \Delta A^{(n,be+rm)}(t_i),$$

hvor  $R^{u\ omk, fm}(t_i)$  er diskonteringsfaktoren hørende til den anvendte rentekurve  $r(t_i)$  før fradrag af rentemarginal for administrationsomkostninger, men efter fradrag af fortjenstmargensatsen  $\gamma^{(k),fm}$  fra Tabel 1 reduceret med PAL.

Bruttofortjenstmargenen for police  $n$  kan herefter opgøres som:

$$W^{(n,be+rm),fm\ brutto} = W^{(n,be+rm),gy\ uomk+fm} - W^{(n,be+rm),gy\ uomk}.$$

Bruttofortjenstmargenen sættes til 0 på grund af usikkerhed vedrørende fortolkning af kontributionsbekendtgørelsen.

## 1.23 Regulering af hensættelserne

### 1.23.3 Reduktion af hensættelser til aktuelle invalidepensioner

For aktuelle invalidepensioner opgøres den retrospektive hensættelse med afsæt i intensiteter for invalidedødelighed og reaktivering som beskrevet i afsnit 1.26.1 samt diskonteringsrenten beskrevet i afsnit 1.26.3

## 1.24 Livsforsikringshensættelserne og de forsikringsmæssige hensættelser

Nedenfor defineres de endelige passivposter på bestandsniveau. I praksis er bestandene rentegruppe 1, 2, 3 og 4, samt policer uden for kontribution i gennemsnitsrentebestanden. De hensættelsesposter, der er indeholdt i de retrospektive hensættelser, individualiseres, fx individuelt bonuspotentiale og den del af fortjenstmargen der er indeholdt i de retrospektive hensættelser.

Der anvendes notationen  $V$  for hensættelsesstørrelser på bestandsniveau, mens  $W^{(n)}$  betegner størrelser på policeniveau.



### 1.24.1 Definitioner på bestandsniveau

De **garanterede ydelser** defineres ved at summere over alle policer  $n$ :

$$V^{gy} = \sum_n W^{(n,be),gy\ momk} + V^{ibnr} + V^{rbns}.$$

Størrelsen indeholder nutidsværdien af garanterede ydelser, med fradrag for aftalte fremtidige præmier og med tillæg af forventede fremtidige administrationsomkostninger.

I  $V^{gy}$  indgår yderligere hensættelse til IBNR,  $V^{ibnr}$ , som udgør hensættelser til indtrufne, men endnu ikke anmeldte skader. Denne hensættelse er opdelt i "IBNR ved død" og "IBNR ved invaliditet".

Derudover indgår hensættelser til RBNS,  $V^{rbns}$ , som udgør hensættelser til anmeldte, men endnu ikke opgjorte skader.

Disse yderligere komponenter er beskrevet i afsnit 1.27.

**Den retrospektive hensættelse** defineres nu ved at summere over alle policer  $n$ :

$$V^{retro} = \sum_n W^{(n),retro},$$

hvor  $W^{(n),retro}$  er den retrospektive hensættelse for police  $n$ . For aktuelle invalidepensionister er den retrospektive hensættelser reguleret som beskrevet i afsnit 1.23.

**Risikomargenen** defineres ved at summere over alle policer  $n$ :

$$V^{rm} = \sum_n W^{(n),rm}.$$

### 1.24.2 Overskudspotentialer

Den del af hensættelserne, der ikke hensættes til garanterede ydelser eller risikomargen, defineres som overskudspotentialer. En del af disse er indeholdt i de retrospektive hensættelser; disse kaldes også for de individuelle overskudspotentialer.

Overskudspotentialerne kan dekomponeres i fortjenstmargen og i bonuspotentialer. Den del af overskudspotentialerne, der er indeholdt i de retrospektive hensættelser, kan derfor dekomponeres i fortjenstmargen indeholdt i de retrospektive hensættelser samt individuelt bonuspotentiale. Ligeledes kan de kollektive overskudspotentialer dekomponeres i kollektivt bonuspotentiale og fortjenstmargen, der ikke er indeholdt i de retrospektive hensættelser. Vi har derfor følgende relationer,

$$\begin{aligned} V^{overskud} &= V^{retro\ overskud} + V^{koll.\ overskud}, \\ V^{retro\ overskud} &= V^{retro\ fm} + V^{ib}, \\ V^{koll.\ overskud} &= V^{koll.\ fm} + V^{kb}. \end{aligned}$$

Lad  $V^A$  betegne værdien af aktiver til rådighed for bestanden. Overskudspotentialerne findes ved

$$V^{overskud} = (V^A - V^{gy} - V^{rm})^+.$$

For de individuelle overskudspotentialer defineres først en brutto-størrelse for hver police ved,

$$W^{(n),retro\ overskud\ brutto} = \left( W^{(n),retro} - W^{(n,be),gy\ momk} - W^{(n),rm} \right)^+,$$

og på bestandsniveau defineres overskudspotentialerne indeholdt i de retrospektive hensættelser,

$$\begin{aligned} V^{retro\ overskud\ brutto} &= \sum_n W^{(n),retro\ overskud\ brutto}, \\ V^{retro\ overskud} &= \min \{ V^{retro\ overskud\ brutto}, V^{overskud} \}. \end{aligned}$$

Overskuddet pr. police kan nu fastsættes til

$$W^{(n),retro\ overskud} = \frac{V^{retro\ overskud}}{V^{retro\ overskud\ brutto}} W^{(n),retro\ overskud\ brutto}.$$

De kollektive overskudspotentialer findes ved

$$V^{koll.\ overskud} = V^{overskud} - V^{retro\ overskud}.$$

### 1.24.3 Fortjenstmargen

Bruttofortjenstmargenen defineres som

$$V^{fm\ brutto} = \sum_n W^{(n, be+rm), fm\ brutto}.$$

Fortjenstmargenen defineres som

$$V^{fm} = \min \{ V^{fm\ brutto}, V^{overskud} \}.$$

Fortjenstmargenen kan ikke være større end de samlede overskudspotentialer,  $V^{overskud}$ . Fortjenstmargenen kan være indeholdt i de retrospektive hensættelser eller være en del af de kollektive midler.

Fortjenstmargenen  $V^{fm}$  er summen af fortjenstmargen beregnet for individuelle policer, og kan generelt dekomponeres i tre typer:

**Type 1** Fortjenstmargen indeholdt i en policies egen retrospektive hensættelse

**Type 2** Fortjenstmargen der ikke er indeholdt i de retrospektive hensættelser

**Type 3** Fortjenstmargen indeholdt i andre policies retrospektive hensættelser

PFA Pension anvender på nuværende tidspunkt ikke fortjenstmargen af type 3.

Balanceposten fortjenstmargen sættes til 0 på grund af usikkerhed vedrørende fortolkning af kontributionsbekendtgørelsen.

Type 1 og 3 er den del af fortjenstmargen der er indeholdt i de retrospektive hensættelser, og vi har følgende relationer,

$$\begin{aligned} V^{retro\ fm} &= V^{fm\ type\ 1} + V^{fm\ type\ 3}, \\ V^{koll.\ fm} &= V^{fm\ type\ 2}. \end{aligned}$$

Fortjenstmargen af type 1 findes ved

$$\begin{aligned} W^{(n), fm\ type\ 1} &= \min \{ W^{(n, be+rm), fm\ brutto}, W^{(n), retro\ overskud} \}, \\ V^{fm\ type\ 1} &= \sum_n W^{(n), fm\ type\ 1}. \end{aligned}$$

Fortjenstmargen af type 2 findes ved

$$V^{fm\ type\ 2} = \min \{ V^{fm} - V^{fm\ type\ 1}, V^{koll.\ overskud} \}.$$

Fortjenstmargen af type 3 kan på bestandsniveau findes residualt,

$$V^{fm\ type\ 3} = V^{fm} - V^{fm\ type\ 1} - V^{fm\ type\ 2}.$$

Individualisering af fortjenstmargen af type 3 kan ske ved, at der først defineres følgende størrelse, der angiver hvor stor en del af de resterende overskudspotentialer i den retrospektive hensættelse, der anvendes til fortjenstmargen af type 3,

$$\beta = \frac{V^{fm\ type\ 3}}{\sum_n (W^{(n), retro\ overskud} - W^{(n), fm\ type\ 1})}.$$

Herved defineres fortjenstmargen af type 3, som en andel af de overskudspotentialer der er indeholdt i den retrospektive hensættelse, der ikke er anvendt til fortjenstmargen af type 1,

$$W^{(n), fm\ type\ 3} = \beta (W^{(n), retro\ overskud} - W^{(n), fm\ type\ 1}).$$

#### 1.24.4 Bonuspotentialer

**Værdien af bonus** opgøres residualt, som aktiverne minus hensættelser til garanterede ydelser, risikomargen og fortjenstmargen:

$$V^{vb} = (V^A - (V^{gy} + V^{rm} + V^{fm}))^+.$$

For forsikringer uden ret til bonus sættes værdien af bonus til 0, dvs.  $V^{vb} = 0$ .

Det individuelle bonuspotentiale findes residualt ved

$$\begin{aligned} W^{(n),ib} &= W^{(n),retro\ overskud} - W^{(n),fm\ type\ 1} - W^{(n),fm\ type\ 3}, \\ V^{ib} &= V^{retro\ overskud} - V^{fm\ type\ 1} - V^{fm\ type\ 3}, \end{aligned}$$

og ligeledes findes det kollektive bonuspotentiale residualt,

$$V^{kb} = V^{koll.\ overskud} - V^{fm\ type\ 2}.$$

**De forsikringsmæssige hensættelser** defineres som

$$V^{fh} = (V^{gy} + V^{rm} + V^{fm}) + V^{vb}.$$

**Livsforsikringshensættelserne** defineres som

$$V^{lh} = (V^{gy} + V^{rm}) + V^{vb}.$$

Det bemærkes, at livsforsikringshensættelserne ikke indeholder fortjenstmargen. Dette gælder hverken den del, som eventuelt kan være indeholdt i den retrospektive hensættelse eller den del, som er en del af de kollektive midler.

**Den akkumulerede værdiregulering for bestanden** defineres som

$$V^{reg} = V^{fh} - V^{kb} - V^{retro}.$$

Det bemærkes, at værdireguleringen indeholder den del af fortjenstmargenen, som ikke er indeholdt i den retrospektive hensættelse.



## 1.26 Grundlægslementer i markedsværdigrundlaget

### 1.26.1 Forsikringsrisiko

**Dødeligheden** modelleres ved den *nuværende dødelighed* samt *fremtidige levetidsforbedringer*.

Den nuværende dødelighed for hele aldre  $x$  og køn  $k$  primo 2016 modelleres ved Finanstilsynets dødelighedsmodel,

$$\mu_{2016,x}^k = e^{\beta_1^k r_1(x-\frac{1}{2}) + \beta_2^k r_2(x-\frac{1}{2}) + \beta_3^k r_3(x-\frac{1}{2})} \mu_{2015,x}^{FT,k} (1 - R_x^k)^{\frac{1}{2}},$$

hvor  $\mu_{2015,x}^{FT,k}$  angiver Finanstilsynets benchmark for den observerede nuværende dødelighed medio 2015 for alder  $x$  og køn  $k$ , og hvor  $R_x^k$  angiver de forventede fremtidige levetidsforbedringer for alder  $x$  og køn  $k$ . Funktionerne  $\mathbf{r} = (r_1, r_2, r_3)^T$  er givet ved

$$r_i(x) = \begin{cases} 1, & x \leq x_{i-1}, \\ \frac{x_i - x}{x_i - x_{i-1}}, & x_{i-1} < x \leq x_i, \\ 0, & x_i < x, \end{cases}$$

for  $i = 1, 2, 3$  og  $(x_0, x_1, x_2, x_3) = (40, 60, 80, 100)$ . For  $x > 110$  anvendes konstant parametrene fra alder 110 givet ved  $\mu_{2014,110}^{FT,k}$  og  $R_{110}^k$ .

Det kønsafhængige benchmark for den nuværende observerede dødelighed medio 2015 er offentliggjort for heltallige aldre af Finanstilsynet d. 18. november 2016. For ikke-heltallige aldre interpoleres lineært imellem de nærmeste heltallige værdier for den observerede nuværende dødelighed og de forventede fremtidige levetidsforbedringer.

Estimerne for  $\beta$  ses i Tabel 2.

	Mænd	Kvinder
$\beta_1^k$	-0,00191844	0,00000000
$\beta_2^k$	-0,13843093	0,00000000
$\beta_3^k$	0,00000000	0,00000000

Tabel 2: Estimerede  $\beta$ -værdier for basisdødeligheden. Estimerne er baseret på dataperioden 2011-2015.

De **fremtidige levetidsforbedringer (trenden)** i Finanstilsynets levetidsbenchmark er baseret på data fra HMD for perioden 1986-2011, mens data for 2012-2015 er anvendt direkte fra Danmarks Statistik via de såkaldte "befolkningsregnskaber".

For generelt  $t > 2016$  er dødeligheden givet ved

$$\mu_{t,x}^k = \mu_{2016,x}^k (1 - R_x^k)^{t-2016}.$$

**Unisex-dødeligheden** er givet ved et vægtet gennemsnit af hhv. den nuværende observerede dødelighed og de fremtidige levetidsforbedringer for hver alder,

$$\mu_{t,x,b}^{\text{unisex}} = \mu_{2016,x,b}^{\text{unisex}} (1 - R_{x,b}^{\text{unisex}})^{t-2016}. \quad (1)$$

Her angiver  $b$  bestanden og

$$\begin{aligned} \mu_{2016,x,b}^{\text{unisex}} &= \kappa_{b,x} \mu_{2016,x}^{\text{mand}} + (1 - \kappa_{b,x}) \mu_{2016,x}^{\text{kvinde}}, \\ R_{x,b}^{\text{unisex}} &= \kappa_{b,x} R_x^{\text{mand}} + (1 - \kappa_{b,x}) R_x^{\text{kvinde}}, \end{aligned} \quad (2)$$

hvor  $\kappa_{b,x} \in [0,1]$  er en bestands-afhængig vægt, der fremgår af Tabel 3.

**Invalidedødeligheden** modelleres ved Finanstilsynets benchmark, hvor den nuværende observerede dødelighed adskiller sig fra den generelle dødelighed ovenfor og er afhængig af, om forsikrede har været invalid i mindre eller mere end 2 år. De fremtidige levetidsforbedringer er identiske med dem anvendt for den generelle dødelighed. De anvendte  $\beta$ -værdier fremgår af Tabel 4. For opgørelse af unisex-invalidedødelighed anvendes vægtene fra Tabel 3 på samme måde som for den generelle dødelighed, se (1) og (2). Invalidedødeligheden benyttes kun for invalideprodukter.

Alder	Kønsvægt $\kappa_{b,x}$	
	Gennemsnitsrente	Unit-link
[0,5)	0,500000	0,500000
[5,10)	0,337253	0,500000
[10,15)	0,409284	0,500000
[15,20)	0,524653	0,243423
[20,25)	0,473544	0,432758
[25,30)	0,461354	0,482847
[30,35)	0,464136	0,512846
[35,40)	0,497599	0,521604
[40,45)	0,507408	0,524908
[45,50)	0,526220	0,528910
[50,55)	0,558553	0,549518
[55,60)	0,580777	0,560205
[60,65)	0,611801	0,573571
[65,70)	0,651964	0,626122
[70,75)	0,683060	0,678212
[75,80)	0,768738	0,696485
[80,85)	0,718868	0,666667
[85,90)	0,610394	0,500000
[90,95)	0,532853	0,600000
[95,100)	0,472747	0,500000
[100,110]	0,500000	0,500000

Tabel 3: Kønsfordelingsvægte til opgørelse af unisex-dødelighed. Vægtene  $\kappa_{b,x}$  angiver andelen der er mænd, og er afhængig af bestanden  $b$  og alderen  $x$ .

	Mænd		Kvinder	
	$v < 2$ år	$v \geq 2$ år	$v < 2$ år	$v \geq 2$ år
$\beta_1^{k,v}$	1,07640	1,19544	0,46011	1,02026
$\beta_2^{k,v}$	2,70587	1,54582	2,89991	1,45071
$\beta_3^{k,v}$	0	0	0	0

Tabel 4: Anvendte  $\beta$ -værdier til invalidedødeligheden, der er afhængige af varigheden ( $v$ ) af invaliditeten.

Bestand ( $b$ )	Køn ( $k$ )	$a_{0,k,b}$	$a_{1,k,b}$	$a_{2,k,b}$	$a_{3,k,b}$	$a_{4,k,b}$	$a_{5,k,b}$
Gennemsnitsrente	Mænd	26,7345	-5,1605	0,2858	-7,4086E-03	9,2438E-05	-4,4849E-07
	Kvinder	40,2086	-6,8012	0,3601	-9,0762E-03	1,1092E-04	-5,2839E-07
	Unisex	31,0525	-5,6953	0,3103	-7,9612E-03	9,8475E-05	-4,7355E-07
PFA Plus	Mænd	-5,1970	-1,6354	0,1390	-4,4303E-03	6,2350E-05	-3,2546E-07
	Kvinder	8,2771	-3,2760	0,2133	-6,0979E-03	8,0834E-05	-4,0536E-07
	Unisex	-0,0054	-2,2333	0,1642	-4,9548E-03	6,7658E-05	-3,4592E-07

Tabel 5: Parametre for invalideintensiteten, hvor  $k$  angiver køn og  $b$  angiver bestand.

Invalideintensiteten er bestemt som

$$\mu_{x,k,b}^{ia} = \exp\left(\sum_{i=0}^5 a_{i,k,b} x^i\right),$$

hvor  $x$  angiver alderen,  $k$  er køn og  $b$  er bestanden. Parametrene fremgår af Tabel 5.

Reaktiveringsintensiteten modelleres under hensyntagen til varigheden af invaliditeten samt alder og bestand. Reaktiveringsintensiteten afhænger ikke af køn. Intensiteten er givet ved

$$\mu_{x,v,b}^{ia} = \sum_{i=1}^N \mathbb{1}_{(\tau_{i-1}, \tau_i]} \exp\{\alpha_{i,b} + \beta_{i,b} x + \gamma_{i,b} v\}.$$

Her angiver  $x$  alder,  $k$  køn,  $b$  bestand,  $v$  varighed og  $0 = \tau_0 < \tau_1 < \tau_2 < \dots < \tau_N = \infty$ ,  $N \in \mathbb{N}$ . Estimerne fremgår af Tabel 6. Det ses implicit, at  $N = 4$ .

$i$	$\tau_i$	$b = \text{Gennemsnitsrente}$			$b = \text{Unit-link}$		
		$\alpha_{i,b}$	$\beta_{i,b}$	$\gamma_{i,b}$	$\alpha_{i,b}$	$\beta_{i,b}$	$\gamma_{i,b}$
1	0,2727	-0,7416	-0,0369	5,3296	0,2512	-0,0369	4,8333
2	2	0,9380	-0,0369	-0,8364	1,9307	-0,0369	-1,3328
3	5	0,2274	-0,0369	-0,4811	0,2274	-0,0369	-0,4811
4	$\infty$	-0,5664	-0,0909	0	-0,5664	-0,0909	0

Tabel 6: Anvendte parametre til reaktiveringsintensiteten. Bemærk at parametrene er uafhængige af kønnet og dermed er ens for mænd, kvinder og unisex.

For kollektive risikoelementer anvendes 1. ordens G82-satser. Disse satser indeholder risikotillæg.

#### Faktorer for TAE-/indbetalingssikringsvarianter

Ved opgørelse af hensættelser til indbetalingssikringsdækninger i PFA Plus inkluderes en faktor for den specifikke variant. Faktoren multipliceres på hensættelserne. Faktorerne fremgår af Tabel 7.

Der opgøres en risikomargen, som udgøres af ekstrahensættelsen ved at øge faktorerne med 15 %.

Præmiefrigørelsesvariant	901	902	908	912	913	914	915	916
Hensættelsesfaktor	0,81	0,88	0,73	0,88	0,66	0,65	0,55	0,81

Tabel 7: Faktorer til opgørelse af nutidsværdien for ydelser hørende til varianter af indbetalingssikringsdækninger.

### 1.26.2 Administrationsomkostninger

Administrationsomkostningerne  $W^{(n,be),adm\ omk}$  kan dekomponeres i hensættelse til fremtidig administration som præmiefri forsikring,  $W^{(n,be),adm\ omk\ frp}$ , og den fremtidige administration som præmiebetalende forsikring (i forhold til præmiefri forsikring),  $W^{(n,be),adm\ omk\ prm}$ . Disse to størrelser kan skrives på formen:

$$W^{(n,be),adm\ omk\ frp} = \sum_{i=0}^M (R^{m\ omk}(t_i) - R^{u\ omk}(t_i)) \Delta A^{(n,be),frp}(t_i) + \sum_{i=0}^M R^{u\ omk}(t_i) \Delta A^{(n,be),sty\ omk}(t_i),$$



og

$$W^{(n,be),adm\ omk\ prm} = \sum_{i=0}^M R^{u\ omk}(t_i) \Delta A^{(n,be),prm\ omk}(t_i).$$

For en præmiebetalende police indgår begge størrelser,  $W^{(n,be),adm\ omk\ frp}$  og  $W^{(n,be),adm\ omk\ prm}$ . For en fripolicy vil der gælde at  $W^{(n,be),adm\ omk\ prm} = 0$ .

Der defineres tilsvarende størrelser inklusive risikomargen,  $W^{(n,be+rm),adm\ omk\ frp}$  og  $W^{(n,be+rm),adm\ omk\ prm}$ . Stykomkostningsatserne udgør:

- Årlig stykomkostning:  $\gamma^{sty\ omk}(t_0) = 180$ .
- Den prospektive reserves grænse for stykomkostninger:  $\gamma^{sty\ omk,V} = 15.000$ .

Der fratrækkes 5 basispunkter som rentemarginal for administrationsomkostninger, dvs.  $\gamma^{omk} = 0,0005$ .

Præmieomkostningerne opgøres som 3 % af nutidsværdien af de aftale præmier, dvs.  $\gamma_\ell^{(n,g)} = 0,03$ .

### 1.26.3 Diskonteringsrente

PFA Pension anvender rentekurver fra EIOPA til opgørelse af forsikringsmæssige hensættelser. I praksis beregnes hensættelserne for forsikringsklasse I i første omgang ved anvendelse af Finanstilsynets rentekurve. For forsikringsklasse III beregnes hensættelserne i praksis i første omgang ved at anvende en diskonteringsrentekurve opgjort af PFA Pension ud fra markedsdata efter samme principper som EIOPAs rentekurve uden VA-tillæg. Når EIOPA's rentekurve er offentliggjort, foretages en ny beregning, og opgjorte størrelser der afviger væsentligt korrigeres.

### 1.26.4 Adfærdsvariable

Forsikringstageradfærd håndteres ved at tilføje særlige tilstande for genkøb og fripolicy til de eksisterende Markov- og semi-Markov-modeller for den underliggende forsikringsrisiko. Herefter beregnes modificerede overgangssandsynligheder, som integrerer de underliggende sandsynligheder med fripolicyfaktorerne.

Det generelle tilstandsrum for Markov og semi-Markov modellerne er illustreret i Figur 1. For en invalide-model fører dette specielt til den velkendte 7-tilstandsmodel. For mere generelle forsikringsdækninger, fx kollektive ægtefælledekninger, tilføjes mulighed fra genkøb og overgang til fripolicy fra alle tilstande, hvor forsikringstageren er aktiv, via tilsvarende metoder.

Selskabet anvender de grundlæggende principper og matematiske metoder, som fremgår af artiklen "Cash flows and policyholder behaviour in the semi-Markov life insurance setup" af Kristian Buchardt, Thomas Møller og Kristian Bjerre Schmidt, PFA Pension, Scandinavian Actuarial Journal, Volume 2015, Issue 8, side 660 – 688, 2015.

**Genkøbsintensiteten** er bestemt ved

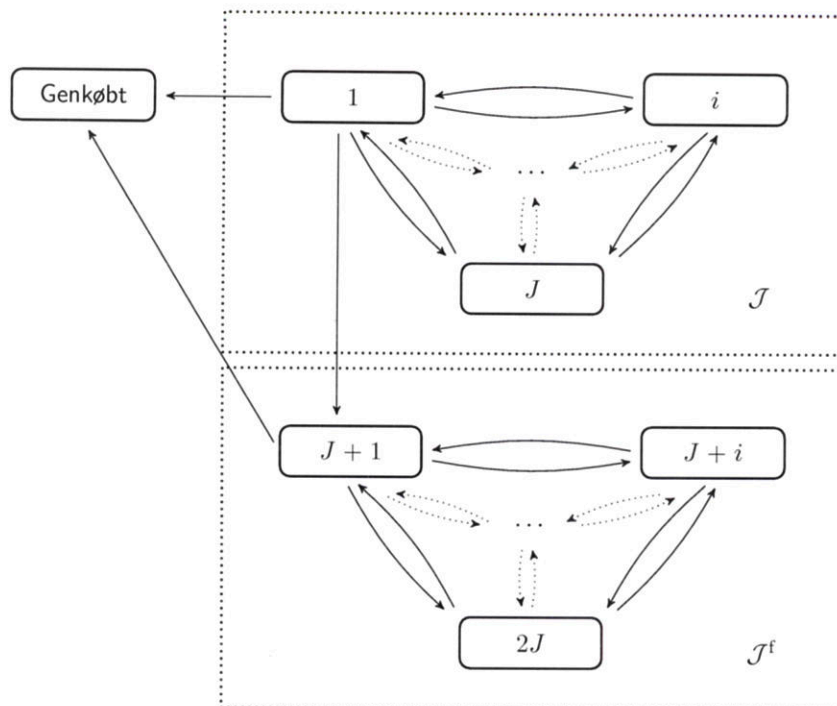
$$\mu_{x, RG, k}^{ag} = e^{\alpha_0, RG, k + \alpha_1 x + \alpha_2 x^2} \cdot \mathbf{1}_{[0,60)}(x),$$

Her er  $x$  alderen og  $RG \in \{0,1,2,3,4\}$  rentegruppen, hvor  $RG = 0$  består af policer uden for kontribution. De kønsafhængige parametre fremgår af Tabel 8, og unisex-parametre fremgår af Tabel 9.

	Mænd			Kvinder		
	Rentegrp. 1	Rentegrp. 2	Rentegrp. 0/3/4	Rentegrp. 1	Rentegrp. 2	Rentegrp. 0/3/4
$\alpha_{0, RG, k}$	-5,402924	-5,631551	-5,925347	-5,583763	-5,812389	-6,106185
$\alpha_1$	0,129479	0,129479	0,129479	0,129479	0,129479	0,129479
$\alpha_2$	-0,001624	-0,001624	-0,001624	-0,001624	-0,001624	-0,001624

Tabel 8: Anvendte parametre til genkøbsintensiteten.

Fripolicyfaktoren  $\rho(u)$  beregnes som forholdet mellem den prospektive reserve  $V_0(u)$  til tid  $u$ , opgjort på førsteordensgrundlaget, og værdien til tid  $u$  af ydelserne  $V_0^+(u)$ , opgjort på førsteordensgrundlaget,



Figur 1: Generel Markov-model til modellering af fripolice og genkøb. Tilstandsrummet  $\mathcal{J} = \{1, \dots, J\}$  med  $J$  tilstande er de sædvanlige tilstande uden fripolice og genkøb, og eksempler på disse er liv-død modellen  $\mathcal{J} = \{\text{I live}, \text{Død}\}$ , invalidemodellen  $\mathcal{J} = \{\text{Aktiv}, \text{Invalid}, \text{Død}\}$  eller 2-livs modellen. Tilstandsrummet  $\mathcal{J}^f$  angiver, at man er fripolice, og er en kopi af tilstandsrummet  $\mathcal{J}$ . Det er kun fra tilstand 1, at der kan ske en overgang til fripolice. Herudover er der en genkøbstilstand, og det er kun fra tilstand 1, eller den tilsvarende fripolice tilstand  $J + 1$ , hvor der kan ske et genkøb.

	Unisex		
	Rentegrp. 1	Rentegrp. 2	Rentegrp. 0/3/4
$\alpha_{0, RG, k}$	-5,504093	-5,738968	-6,0295727
$\alpha_1$	0,129583	0,129583	0,129583
$\alpha_2$	-0,001615	-0,001615	-0,001615

Tabel 9: Anvendte parametre til unisex-genkøbsintensitet.

$$\rho(u) = \frac{V_0(u)}{V_0^+(u)}.$$

Hvis der er flere førsteordensgrundlag på en police beregnes fripolicefaktoren pr. førsteordensgrundlag.

**Fripoliceintensiteten** er bestemt ved,

$$\mu_x^{\text{af}} = 0,08 \cdot \mathbf{1}_{[0,67]}(x),$$

hvor  $x$  angiver alderen. Fripoliceintensiteten er uafhængig af køn.

Forsikringstageradfærd inddrages ikke for forsikringstagere, som modtager løbende udbetalinger. Dette betyder specielt, at 7-tilstandsmodellen ikke anvendes for forsikringstagere som modtager invalidepension.

### 1.26.5 Risikomargen

Ved opgørelse af hensættelser til markedsværdi inkluderes en risikomargen, som indregnes via justeringer af bedste-skøn intensiteterne. Risikomargenen ændrer intensiteterne for dødelighed, invalidedødelighed, invaliditet, reaktivering, genkøb, samt kollektive intensiteter.

Risikomargen vedrørende dødelighed og er modelleret ved en absolut forøgelse af trenden  $R_x^k$  med 0,002 fra primo 2016 samt en reduktion af dødeligheden på 5 %.

Risikomargen vedrørende invalide dødelighed og er modelleret ved en absolut forøgelse af trenden  $R_x^k$  med 0,002 fra primo 2016 samt en reduktion af dødeligheden på 5 % for gennemsnitsrentemiljøet og 20 % for PFA Plus.

Risikomargen vedrørende invalideintensiteten består af en forøgelse på 5 % for gennemsnitsrentemiljøet og 10 % for PFA Plus.

Risikomargen vedrørende reaktiveringsintensiteten består af en reduktion på 10 % for gennemsnitsrentemiljøet og 20 % for PFA Plus.

Risikomargen vedrørende genkøbsintensiteten består af en reduktion på 10 %.

Risikomargen vedrørende fripoliceintensiteten er en absolut reduktion på 0,02. Intensiteten kan dog ikke blive negativ.

## **1.27 IBNR og RBNS**

### **1.27.1 IBNR ved død**

IBNR ved død er opgjort til 1,5 måneders risikopræmie ved død for eventuelle policer.

### **1.27.2 IBNR ved invaliditet**

IBNR ved invaliditet udgøres af 6,5 måneders risikopræmie ved invaliditet for eventuelle policer.

### **1.27.3 RBNS**

RBNS er hensættelse til anmeldte men endnu ikke ekspederede -- og måske heller ikke afgjorte -- skader. Hensættelsen er opgjort ved, at der på alle policer i selskabet undersøges, om der er anmeldt dødsfald eller søgt om udbetaling ved invaliditet, som endnu ikke er ekspederet. Det anførte beløb er opgjort som risikosummen. På kollektive forsikringer er risikosummen opgjort på kollektivt grundlag. For anmeldte invalideskader afsættes der dog til to typer af RBNS skader.

Den første type er karakteriseret ved at have været underlagt en grundig faglig vurdering, og der er foretaget en første afgørelse.

Hensættelse efter første afgørelse (kode 031): Hensættelsen beregnes efter principperne i afsnit 1.23.3.

Den anden type er karakteriseret ved endnu ikke at have været underlagt faglig vurdering.

Hensættelse uden første afgørelse (kode 030): Hensættelserne til disse beregnes efter principperne i afsnit 1.18.3. For disse anmeldelser kendes en eventuel skadedato ikke, og resultatet kan være et afslag, halv dækning eller fuld dækning. Ved beregning af hensættelsen anvendes dato for anmeldelse af skaden som skadedato, og der hensættes som om alle anmeldte skader vil resultere i fuld dækning. Dog reduceres hensættelserne med 10 % i forhold til dette.



## 4 Hensættelser til livsforsikringsforpligtelser for PFA Plus

Opgørelse af hensættelser til livsforsikringsforpligtelser for PFA Plus tager udgangspunkt i regnskabsbekendtgørelsens §§ 66–68.

Pensionsordninger med opsparing i investeringsprofil G tilhører forsikringsklasse I. Alle øvrige pensionsordninger i PFA Plus består af forsikringsklasse III og kan inkludere SUL.

For forsikringer i forsikringsklasse I anvendes de sædvanlige regnskabsposter. Værdien af garanterede ydelser beregnes ud fra den sikrede udbetaling ved indbetalingsfri pensionsordning.

For forsikringer i forsikringsklasse III er der ikke tale om bonusberettigede forsikringer, og der indgår således ikke en opgørelse af værdien af bonus.

Livsforsikringshensættelser for Liv forsikringsklasse III kan opdeles i to dele:

- Regnskab for opsparing og udbetalingsssikring
- Regnskab for forsikringsdækninger

Der foretages indledningsvist en selvstændig beregning af regnskabsstørrelser for hver af disse to grupper.

Policer tegnet i PFA Plus opfattes som et samlet hele, bestående af opsparing, forsikringsdækninger tegnet som Liv forsikringsklasse III (herefter benævnt livsforsikringsdækninger) og forsikringsdækninger tegnet som SUL (herefter benævnt SUL-dækninger). Ved måling af policer til regnskab opsplittes policerne ikke i delkomponenter, og dermed opgøres overskud og hensættelser til tab samlet for hele policen. Dette betyder fx, at fortjenstmargen forbundet med opsparingen kan anvendes til at dække hensættelser knyttet til livsforsikringsdækninger og SUL-dækninger for eventuelle policer.

Ved opgørelse af hensættelser til livsforsikringsforpligtelser anvendes rentekurven beskrevet i afsnit 1.26.3 og risikointensiteterne beskrevet i afsnit 1.26.1. Risikointensiteter inklusive risikomargen er angivet i afsnit 1.26.5.

Livsforsikringshensættelser for Liv forsikringsklasse I opgøres med udgangspunkt i de samme regnskabsstørrelser som beskrevet nedenfor.

### 4.1 Livsforsikringshensættelsen, generelt

#### 4.1.1 Livsforsikringshensættelser for opsparing og opsparingsdækninger

Markedsværdiregnskabet for opsparingsdækninger og for forsikringsdækninger ved død med reserveopbygning/-afsættelse opgøres for pensionskunde  $n$  med udgangspunkt i opsparingen,  $W^{(n),retro}$ , og den eventuelt tilknyttede udbetalingsssikring, jf. afsnit 2.6. For pensionsordninger i forsikringsklasse III er opsparingens værdi givet ved værdien af de tilhørende aktiver, dvs.  $V^{(n),retro} = V^{(n),A}$ .

Cashflow for en eventuelt tilknyttet udbetalingsssikring beregnes på formen:

$$\Delta A^{(n,v),o}(t_i) = \sum_d y_d^{(n),o} \Delta \tilde{A}_d^{(n),o,v}(t_i).$$

Her gælder:

- Indeks  $o$  betegner ydelser knyttet til opsparingen ( $o$ ).
- Indeks  $n$  betegner police  $n$ .
- $v$  angiver valgt beregningsgrundlag til markedsværdiberegninger. Der anvendes  $be$  for "bedste skøn" og  $be + rm$  for "bedste skøn inklusive justering for risikomargen".
- $t_i$  angiver udbetalingstidspunktet.
- $y_d^{(n),o}$  angiver den sikrede ydelse for police  $n$  knyttet til dækning  $d$  forbundet med opsparingen.
- $\Delta \tilde{A}_d^{(n),o,v}(t_i)$  er enhedscashflowet for en krone af dækningen med koncessionsnummer  $d$ .

**Nutidsværdi af udbetalingsssikring eksklusive administrationsomkostninger** beregnes ved at diskontere cashflowet:

$$W^{(n,be),o,gy\ uomk} = \sum_{i=0}^M R^{u\ omk}(t_i) \Delta A^{(n,be),o}(t_i).$$

Størrelsen  $W^{(n,be),o,gy\ uomk}$  indeholder ikke risikomargen, idet der er anvendt betegnelsen  $be$  for "bedste skøn" ved opgørelse af nutidsværdien af de forventede betalinger. Der defineres tilsvarende en størrelse  $W^{(n,be+rm),o,gy\ uomk}$ , som indeholder risikomargen via anvendelse af grundlaget  $be + rm$  for "bedste skøn inklusive justering for risikomargen".

#### **Nutidsværdi af forventede administrationsomkostninger for udbetalingsssikring**

Nutidsværdi af forventede administrationsomkostninger for udbetalingsssikring for police  $n$  opgøres som:

$$W^{(n,be),o,adm\ omk} = \sum_{i=0}^M (R^{m\ omk}(t_i) - R^{u\ omk}(t_i)) \Delta A^{(n,v),o}(t_i).$$

Her er der både anvendt diskonteringsfaktoren  $R^{u\ omk}(t_i)$  hørende til den anvendte rentekurve før fradrag af rentemarginal for administrationsomkostninger, og diskonteringsfaktoren  $R^{m\ omk}(t_i)$  efter fradrag af rentemarginal  $\delta_o$  for administrationsomkostninger knyttet til udbetalingsssikring. Sats for PFA Plus fremgår af *Satsbilag*.

Der defineres tilsvarende størrelse inklusive risikomargen,  $W^{(n,be+rm),o,adm\ omk}$ .

Ved overgang til indbetalingsfri pensionsordning bortfalder forsikringsdækningerne som udgangspunkt fra aftalen. I forbindelse hermed tilknyttes en dødsfaldsdækning på *DødsdækningBeløb*, jf. afsnit 2.14. Der beregnes et cashflow for denne dækning,

$$\Delta A^{(n,v),fri}(t_i) = y_{fri}^{(n)} \Delta \tilde{A}_{fri}^{(n),v}(t_i).$$

hvor  $y_{fri}^{(n)}$  svarer til *DødsdækningBeløb*. Cashflowet finansieres af opsparingen og opgøres med et risikoophør svarende til den angivne pensionsalder.

**Nutidsværdi af dækning til indbetalingsfri pension** opgøres som:

$$W^{(n,be),fri} = \sum_{i=0}^M R^{u\ omk}(t_i) \Delta A^{(n,be),fri}(t_i).$$

Størrelsen  $W^{(n,be),fri}$  indeholder ikke risikomargen, idet der er anvendt betegnelsen  $be$  for "bedste skøn" ved opgørelse af nutidsværdien af de forventede betalinger. Der defineres tilsvarende en størrelse  $W^{(n,be+rm),fri}$ , som indeholder risikomargen via anvendelse af grundlaget  $be + rm$  for "bedste skøn inklusive justering for risikomargen".

**Nutidsværdi af udbetalingsssikring inklusive administrationsomkostninger og dækning til indbetalingsfri pension** beregnes som

$$W^{(n,be),o,fri+gy\ omk} = W^{(n,be),o,gy\ uomk} + W^{(n,be),o,adm\ omk} + W^{(n,be),fri}.$$

Der defineres tilsvarende størrelser inklusive risikomargen,  $W^{(n,be+rm),o,fri+gy\ omk}$ .

#### **4.1.2 Livsforsikringshensættelser for forsikringsdækninger tegnet som livsforsikring**

Cashflow for ydelser og præmier vedrørende forsikringsdækninger tegnet som livsforsikring beregnes på formen:

$$\begin{aligned} \Delta A^{(n,v),\ell}(t_i) &= \Delta A^{(n,v),+,\ell}(t_i) - \Delta A^{(n,v),-,\ell}(t_i) \\ &= \sum_d y_d^{(n),\ell} \Delta \tilde{A}_d^{(n),+,\ell,v}(t_i) - \sum_d \pi_d^{(n),\ell} \Delta \tilde{A}_d^{(n),-,\ell,v}(t_i). \end{aligned}$$

Her gælder:

- Indeks  $\ell$  betegner ydelser og præmier knyttet til livsforsikringsdækninger.

- $y_d^{(n),\ell}$  ydelsen for police  $n$  knyttet til forsikringsdækning  $d$ .
- $\Delta \tilde{A}_d^{(n),+, \ell, v}(t_i)$  er enhedscashflowet for en enhed af dækningen med koncessionsnummer  $d$ .
- $\pi_d^{(n),\ell}$  den opkrævede pris for police  $n$  knyttet til forsikringsdækning  $d$ .
- $\Delta \tilde{A}_d^{(n),-, \ell, v}(t_i)$  er enhedscashflowet for en enhed af indbetalingen for dækningen med koncessionsnummer  $d$ .

Der summeres over forsikringsdækninger  $d$  tegnet som livsforsikringer, knyttet til policer tegnet som forsikringsklasse III.

Der anvendes et risikooophør og præmiebetalingsophør svarende til udløb af pris aftalen for ordningen. Hvis der ikke er oplyst et udløb, anvendes et risikooophør på 1 år.

**Nutidsværdi af ydelser og præmier vedrørende forsikringsdækninger, eksklusive administrationsomkostninger** beregnes som:

$$W^{(n,be),\ell,y uomk} = \sum_{i=0}^M R^{u omk}(t_i) \Delta A^{(n,be),\ell}(t_i).$$

Størrelsen  $W^{(n,be),\ell,y uomk}$  indeholder ikke risikomargen, idet der er anvendt betegnelsen  $be$  for "bedste skøn" ved opgørelse af nutidsværdien af de forventede betalinger. Der defineres tilsvarende en størrelse  $W^{(n,be+rm),\ell,y uomk}$ , som indeholder risikomargen via anvendelse af grundlaget  $be + rm$  for "bedste skøn inklusive justering for risikomargen".

**Nutidsværdi af forventede administrationsomkostninger knyttet til ydelser og præmier vedrørende forsikringsdækninger** beregnes som:

$$W^{(n,be),\ell,adm omk} = \sum_{i=0}^M (R^{m omk}(t_i) - R^{u omk}(t_i)) \Delta A^{(n,be),+, \ell}(t_i) + \sum_{i=0}^M R^{u omk}(t_i) \gamma^{omk, \ell} \Delta A^{(n,be),-, \ell}(t_i).$$

Med denne definition anvendes to omkostnings satser ved opgørelse af hensættelserne. Den første del indregnes via en rentemarginal  $\delta_\ell$  (efter PAL), som indgår ved beregning af nutidsværdien af de forventede udbetalinger forbundet med forsikringsdækningerne. Den anden sats  $\gamma^{omk, \ell}$  ganges med præmieaktivet og svarer til en procentdel af de betalte priser.

**Nutidsværdi af ydelser og præmier vedrørende forsikringsdækninger, inklusive administrationsomkostninger** beregnes som:

$$W^{(n,be),\ell,y m omk} = W^{(n,be),\ell,y uomk} + W^{(n,be),\ell,adm omk}.$$

Der defineres tilsvarende størrelser inklusive risikomargen,  $W^{(n,be+rm),\ell,y m omk}$ .

## 4.2 Risikomargen og fortjenstmargen

### 4.2.1 Risikomargen

Risikomargen knyttet til livsforsikringsdækninger defineres som

$$W^{(n,rm),\ell} = W^{(n,be+rm),\ell,y m omk} - W^{(n,be),\ell,y m omk}.$$

### 4.2.2 Hensættelser til opsparingsydelse og risikomargen knyttet til opsparingen

Bruttofortjenstmargen opgøres grundlæggende som en rentemarginals beregning baseret på det fremtidige afkast fra unit-link depoterne. Den værdi af depotet, der ikke går til fortjeneste, bliver dermed bedste skøn for værdien af de ydelser, der udbetales fra opsparingen. Herefter justeres for udbetalings sikring.

Risikomargen opgøres som forskellen mellem to forskellige satser for fremtidig fortjeneste.



Bedste skøn for bruttofortjenstmargenen før indregning af udbetalingssikring opgøres ud fra opsparings størrelse, dvs. den retrospektive hensættelse  $W^{(n),retro}$ , og aftalte indbetalinger inden udløb af pris aftalen. Ved beregning af bedste skøn for bruttofortjenstmargenen anvendes bedste skøn for fortjenstmargensatsen og den forventede opsparing  $W^{(n),retro}(t_i)$ , for  $i = 0, 1, \dots, M$ , indtil den samlede opsparing forventes udbetalt. Ved anvendelsen af fortjenstmargensats efter risikomargen fås bruttofortjenstmargen efter reduktion for risikomargen. Satserne reduceres med PAL før anvendelse, når afkastet fra opsparingen er PAL-pligtigt. Der anvendes afgangsforsudsætninger svarende til de estimerede genkøbsintensiteter for gennemsnitsrentemiljøets rentegruppe 1, reduceret med 10 %. Ved udløb af pris aftalen indregnes yderligere en sandsynlighed på 50 % for genkøb. Bedste skøn for bruttofortjenstmargen noteres  $W^{(n,be),o,fm\ brutto}$ , og bruttofortjenstmargen efter risikomargen noteres  $W^{(n,be+rm),o,fm\ brutto}$ .

- Bedste skøn for fortjenstmargensats er 0,20 %.
- Fortjenstmargensats efter reduktion for risikomargen er 0,175 %.

Den retrospektive hensættelse (unit-link depotet) dekomponeres i værdien af udbetalinger til pensionsopspareren, hvor der ses bort fra udbetalingssikring, benævnt  $W^{(n,v),opsparing\ brutto}$ , og bruttofortjenstmargen, benævnt  $W^{(n,v),o,fm\ brutto}$ , hvor  $v$  er det anvendte grundlag,

$$\begin{aligned} W^{(n,be),opsparing\ brutto} &= W^{(n),retro} - W^{(n,be),o,fm\ brutto}, \\ W^{(n,be+rm),opsparing\ brutto} &= W^{(n),retro} - W^{(n,be+rm),o,fm\ brutto}. \end{aligned}$$

Værdien af udbetalinger til pensionsopspareren kan ikke være mindre end værdien af udbetalingssikringen, og med dette opgøres livsforsikringshensættelsen til opsparingsydelse på policen til,

$$\begin{aligned} W^{(n,be),opsparing} &= \max \left\{ W^{(n,be),o,fri+gy\ m\ omk}, W^{(n,be),opsparing\ brutto} \right\}, \\ W^{(n,be+rm),opsparing} &= \max \left\{ W^{(n,be+rm),o,fri+gy\ m\ omk}, W^{(n,be+rm),opsparing\ brutto} \right\}. \end{aligned}$$

Risikomargen for udbetalingssikring og opsparingsydelse defineres som

$$W^{(n,rm),opsparing} = W^{(n,be+rm),opsparing} - W^{(n,be),opsparing}.$$

### 4.3 Livsforsikringshensættelserne og de forsikringsmæssige hensættelser

#### 4.3.1 Hensættelser opgjort på gruppeniveau

Ved måling de forsikringsmæssige hensættelser (herunder livsforsikringshensættelserne) foretages der en opgørelse inden for samme gruppering som i modellen for beregning af rabatter mv., jf. den afstemte implementering af Finanstilsynets afgørelse af 18. juni 2013 i PFA Pension. Policerne partitioneres i  $r$  grupper, dvs.  $\{1, \dots, N\} = G_1 \cup \dots \cup G_r$ .

Den retrospektive hensættelse for gruppe  $G_j$  opgøres som

$$V^{(j),retro} = \sum_{n \in G_j} W^{(n),retro}.$$

Værdien af opsparingsydelse inkl. udbetalingssikring og risikomargen for gruppe  $G_j$  opgøres som

$$V^{(j),opsparing} = \sum_{n \in G_j} W^{(n,be+rm),opsparing}.$$

Nutidsværdi af ydelser for livsforsikringer opgøres for gruppe  $G_j$  som

$$V^{(j),y,\ell} = \sum_{n \in G_j} W^{(n,be),\ell,y\ m\ omk}.$$

Risikomargen for livsforsikringer opgøres for gruppe  $G_j$  som

$$V^{(j),rm,\ell} = \sum_{n \in G_j} W^{(n,rm),\ell}.$$

Samlet defineres

$$V^{(j),\ell} = V^{(j),y,\ell} + V^{(j),rm,\ell}.$$

Regnskabsstørrelserne kan opdeles i hensættelser for eventuelle policer,  $V^{(j),y,\ell,e}$ ,  $V^{(j),rm,\ell,e}$  og  $V^{(j),\ell,e}$ , og hensættelser for aktuelle policer,  $V^{(j),y,\ell,a}$ ,  $V^{(j),rm,\ell,a}$  og  $V^{(j),\ell,a}$ .

Der opgøres tilsvarende nutidsværdier af ydelser og præmier vedrørende forsikringsdækninger tegnet som SUL, inklusive administrationsomkostninger. Disse betegnes

$$W^{(n,be),sul,y\ m\ omk} = W^{(n,be),sul\ y\ uomk} + W^{(n,be),sul\ adm\ omk}.$$

Der anvendes et risikoophør og præmiebetalingsophør svarende til udløb af prisaftalen for ordningen. Hvis der ikke er oplyst et ophør, anvendes et risikoophør på 1 år. Der defineres tilsvarende størrelser inklusive risikomargen,  $W^{(n,be+rm),sul,y\ m\ omk}$ .

Risikomargen knyttet til SUL-dækninger defineres som

$$W^{(n,rm),s} = W^{(n,be+rm),sul,y\ m\ omk} - W^{(n,be),sul,y\ m\ omk}.$$

Nutidsværdien af ydelser for SUL-dækninger opgøres for gruppe  $G_j$  som

$$V^{(j),y,s} = \sum_{n \in G_j} W^{(n,be),sul,y\ m\ omk}.$$

Risikomargen for SUL-dækninger opgøres for gruppe  $G_j$  som

$$V^{(j),rm,s} = \sum_{n \in G_j} W^{(n,rm),s}.$$

Samlet defineres

$$V^{(j),s} = V^{(j),y,s} + V^{(j),rm,s}.$$

Regnskabsstørrelserne opdeles i hensættelser for eventuelle policer,  $V^{(j),y,s,e}$ ,  $V^{(j),rm,s,e}$  og  $V^{(j),s,e}$ , og hensættelser for aktuelle policer,  $V^{(j),y,s,a}$ ,  $V^{(j),rm,s,a}$  og  $V^{(j),s,a}$ . Præmiehensættelsen for SUL-risikodækninger opgøres for gruppe  $G_j$  som  $V^{(j),ph,s} = V^{(j),y,s,e} + V^{(j),rm,s,e}$ . IBNR-hensættelser, RBNS-hensættelser og hensættelser for aktuelle SUL-dækninger opgøres under erstatningshensættelser.

Risikomargen for præmiehensættelser for SUL-dækninger opgøres for gruppe  $G_j$  som  $V^{(j),rm,s,e}$ .

Fortjenstmargen for gruppen defineres ved

$$V^{(j),fm} = \left( V^{(j),retro} - \left( V^{(j),opsparing} + V^{(j),\ell,e} + V^{(j),s,e} \right) \right)^+,$$

hvor notationen  $x^+ = \max\{x; 0\}$  er anvendt.

#### 4.3.2 Opgørelse af nutidsværdi af ydelser og forsikringsmæssige hensættelser

I dette afsnit opgøres de endelige regnskabsstørrelser ved at summere over grupperne anvendt ovenfor.

**Nutidsværdi af ydelser for livsforsikringer** opgøres som:

$$V^{y,\ell} = \sum_j V^{(j),y,\ell}.$$

Størrelsen indeholder ikke IBNR og RBNS. Dette inkluderes nedenfor.

**Risikomargen for livsforsikringer** opgøres som

$$V^{rm,\ell} = \sum_j V^{(j),rm,\ell}.$$

Størrelsen  $V^{y,\ell} + V^{rm,\ell}$  udgør den samlede hensættelse til livsforsikringsdækninger, dog eksklusiv IBNR og RBNS.

**Garanterede ydelser for opsparing og udbetalingsikring** opgøres som:

$$V^{opsparing} = \sum_j V^{(j),opsparing}.$$

**Risikomargen for opsparingsydelser og udbetalingsikring** opgøres som:

$$V^{rm,opsparing} = \sum_n W^{(n,rm),opsparing}.$$

**Præmiehensættelsen for SUL-risikodækninger** opgøres som

$$V^{ph,s} = \sum_j V^{(j),ph,s}.$$

Her indgår IBNR-hensættelser, RBNS-hensættelser og hensættelser for aktuelle SUL-dækninger ikke. Disse opgøres under erstatningshensættelser.

**Risikomargen for præmiehensættelser for SUL-dækninger** opgøres som

$$V^{rm,s} = \sum_j V^{(j),rm,s,e}.$$

**Fortjenstmargen** opgøres som

$$V^{fm} = \sum_j V^{(j),fm}.$$

**De forsikringsmæssige hensættelser for opsparing, udbetalingsikring og forsikringer tegnet som livsforsikring**, opgøres samlet som:

$$V^{fh,o+\ell} = V^{opsparing} + V^{y,\ell} + V^{rm,\ell} + V^{ibnr,\ell} + V^{rbns,\ell} + V^{fm}.$$

Her angiver  $V^{ibnr,\ell}$  IBNR-hensættelser for livsforsikringer, og  $V^{rbns,\ell}$  er RBNS-hensættelser for livsforsikringer. De forsikringsmæssige hensættelser er reduceret med den del af fortjenstmargenen, som er anvendt til dækning af præmiehensættelsen for SUL-dækninger.

**Livsforsikringshensættelser for opsparing, udbetalingsikring og forsikringsdækninger tegnet som livsforsikring** opgøres som

$$V^{lh,o+\ell} = V^{fh,o+\ell} - V^{fm}.$$

**Den akkumulerede værdiregulering for livsforsikringsdækninger** er de forsikringsmæssige hensættelser for udbetalingsikring, opsparing og forsikringer tegnet som livsforsikring, fratrukket den retrospektive hensættelse, og defineres som

$$V^{avr,o+\ell} = V^{fh,o+\ell} - \sum_n W^{(n),retro}.$$

## 4.4 IBNR og RBNS

### 4.4.1 IBNR ved død

IBNR ved død er opgjort til 1,5 måneders risikopræmie ved død for eventuelle policer.

### 4.4.2 IBNR ved invaliditet

IBNR ved invaliditet udgøres af hensættelse til skader, som endnu ikke er anmeldt på grund af forsinket reaktion fra den forsikrede. Hensættelsen er skønnet til 5,5 måneders risikopræmie ved invaliditet for eventuelle policer.



### 4.4.3 RBNS

RBNS er hensættelse til anmeldte men endnu ikke ekspederede – og måske heller ikke afgjorte – skader. Hensættelsen er opgjort ved, at der på alle policer i PFA Plus undersøges, om der er anmeldt dødsfald eller søgt om indbetalings sikring, som endnu ikke er ekspederet. Det anførte beløb er opgjort som risikosummen.

For anmeldte invalideskader afsættes der til to typer af RBNS-skader: Behandlede, men ikke-ekspederede sager, og ikke-behandlede sager. RBNS-hensættelserne for ikke-behandlede sager korrigeres med en faktor 0,9.

## 4.5 Erfaringstariferingsmodel for TAE-dækninger

Ved opgørelse af nutidsværdien af ydelser for tab af erhvervsevne-dækninger (TAE-dækninger), herunder præmiefrigørelse, for eventuelle policer i PFA Plus, inkluderes resultater fra PFA Pensions erfaringstariferingsmodel. Erfaringstariferingsmodellen anvendes ligeledes ved opgørelse af kostpriser.

Erfaringstariferingsmodellen er baseret på en partition af PFA Pensions bestand, hvor partitionen er baseret på den firmaordning, som policen tilhører. De policer, der ikke tilhører en firmaordning, grupperes samlet. For hver gruppe i partitionen estimeres om gruppen har haft et bedre eller værre TAE-forløb end gennemsnittet, og dette vægtes med gruppens størrelse. På denne baggrund opnås en faktor, der er et udtryk for gruppens økonomiske TAE-belastning.

Modellen baserer sig på en måling af varigheden af invalideudbetalinger til en gruppe (et firma) i forhold til forventningen. For TAE-produkter tegnet i et tidligere år ses der på, hvor mange måneders udbetaling, der totalt set har været, i forhold til hvor mange, der kunne forventes, hvis antallet af invalidetilfælde var ukendt. For de personer, der blev invalide i det pågældende år og som stadig er invalide, bliver den resterende udbetalingsperiode fastsat ud fra en forventning baseret på markedsværdigrundlaget (eksklusive risikomargen). I resten af nærværende afsnit refererer "markedsværdigrundlaget" til markedsværdigrundlaget eksklusive risikomargen.

Modellen inkluderer censurering, således at der tages højde for at en person kunne være tilstede i en del af en periode.

Modellen inkluderer også den oplyste fareklasse for hver enkelt person. Denne normeres på passende vis, og den normerede fareklasse ganges på invalideintensiteten fra markedsværdigrundlaget for at opnå personens anvendte invalideintensitet. Erfaringstariferingsfaktoren skal dermed ses relativt til gruppens fareklasse og ikke blot til markedsværdigrundlaget.

Varighedsmodellen bygger på Bühlmann-Straub modellen.

### Matematisk beskrivelse

Vi observerer en bestand delt op i  $I$  grupper. I gruppe  $i \in \{1, \dots, I\}$  er der  $J_i$  personer. Hver person har en TAE-dækning modelleret i modellen i Figur 2. For person  $(i, j)$  defineres følgende

- $x_{ij}$  angiver personens alder til tid 0.
- $Z_{ij}(t)$  er en semi-Markov proces i modellen i Figur 2 og beskriver personens tilstand.
- $U_{ij}(t)$  er varigheden hørende til semi-Markov processen  $Z_{ij}(t)$ .
- $\underline{\delta}_{ij}$  angiver venstre-censurerings-tidspunktet: Før dette tidspunkt optræder personen ikke i bestanden og har ikke et TAE-produkt.
- $\bar{\delta}_{ij}$  angiver højre-censurerings-tidspunktet: Efter dette tidspunkt optræder personen ikke i bestanden i aktiv-tilstanden og har ikke et eventuelt TAE-produkt. Invaliditet leder til højre-censurering, dvs. hvis personen er blevet invalid til tid  $s$  vil det gælde at  $\bar{\delta}_{ij} = s$ .
- $f_{ij}$  angiver personens fareklasse.

Observationsperioden er  $[T_1, T_2]$  og dekomponeres i del-perioder givet ved  $T_1 = t_0 < t_1 < \dots < t_N = T_2$ . Vi tænker på  $T_2$  som det nuværende tidspunkt, på  $t_k$ 'erne som årlige punkter, og vi anvender observationer fra de seneste  $T_2 - T_1$  år. I hver periode  $(t_k, t_{k+1}]$ ,  $k = 0, \dots, N - 1$ , har person  $(i, j)$  et TAE-produkt og er dækket for invaliditet, såfremt der ikke sker censurering.

Vi definerer censureringspunkterne i perioden ved

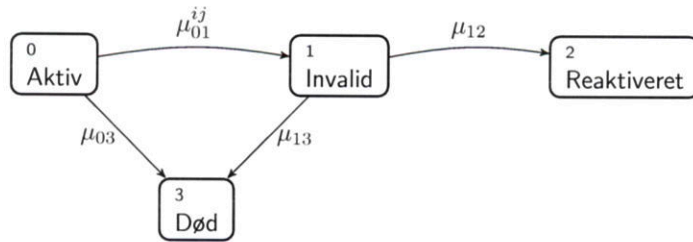
$$\begin{aligned}\bar{\delta}_{ij,k} &= (\delta_{ij} \vee t_k) \wedge t_{k+1}, \\ \delta_{ij,k} &= (\bar{\delta}_{ij} \wedge t_{k+1}) \vee t_k,\end{aligned}$$

hvormed personen i perioden  $(t_k, t_{k+1}]$  har TAE-dækning i delperioden  $(\delta_{ij,k}, \bar{\delta}_{ij,k}] \subset (t_k, t_{k+1}]$ .

Invaliddækningen udløber til tid  $n_{ij}$ . Betalingsfunktionen hørende til TAE-dækningen i periode  $(t_k, t_{k+1}]$  er givet ved

$$\begin{aligned}dB_{ij,k}(\tau) &= b_{ij,k}(\tau) d\tau, \\ b_{ij,k}(\tau) &= \mathbf{1}_{\{Z_{ij}(\tau)=1\}} \mathbf{1}_{\{\delta_{ij,k} < \tau - U_{ij}(\tau) \leq \bar{\delta}_{ij,k}\}} \mathbf{1}_{\{\tau \leq n_{ij}\}}.\end{aligned}$$

Fortolkningen er, at TAE-produktet hørende til periode  $(t_k, t_{k+1}]$  giver en fremtidig invalideudbetaling indtil tid  $n_{ij}$  (såfremt personen forbliver i tilstand 1, dvs. invalidetilstanden), hvis personen bliver invalid i perioden  $(\delta_{ij,k}, \bar{\delta}_{ij,k}]$ .



Figur 2: Invalidemodell med separat reaktiveringstilstand. Invalideintensiteten  $\mu_{01}^{ij}$  afhænger af personen via personens normerede fareklasse.

Personens fareklasse er givet ved  $f_{ij}$ , se afsnit 2.17.3, og denne skal ses relativt til andre personers fareklasse. Lad  $\bar{f}$  betegne bestandens vægtede gennemsnitlige fareklasse, som er givet ved (4) nedenfor. Herved defineres den normerede fareklasse ved

$$\check{f}_{ij} = \frac{f_{ij}}{\bar{f}}.$$

Fareklassen fortolkes her som et udtryk for personens risiko for at blive invalid, og derved fastsættes personens invalideintensitet ved

$$\mu_{01}^{ij}(x) = \check{f}_{ij} \mu_{01}(x),$$

hvor  $\mu_{01}(x)$  er den gennemsnitlige invalideintensitet givet ved markedsværdigrundlaget.

Vi definerer nu varigheden af udbetalingen for person  $(i,j)$ 's TAE-produkt i periode  $(t_k, t_{k+1}]$  baseret på informationen op til tid  $s$ ,

$$\begin{aligned}V_{ij}(k|s) &= E \left[ \int_{t_k}^{\infty} dB_{ij,k}(\tau) \middle| ((Z_{ij}, U_{ij})(\sigma))_{\sigma \leq s} \right] \\ &= E \left[ \int_{t_k}^{\infty} dB_{ij,k}(\tau) \middle| (Z_{ij}, U_{ij})(s) \right],\end{aligned}$$

hvor vi har udnyttet, at  $(Z_{ij}, U_{ij})(s)$  er en Markov-proces. Vi beregner de to tilfælde: (1)  $s = t_k$  og (2)  $s \geq t_{k+1}$ . I tilfældet  $s = t_k$  kan det vises, at

$$V_{ij}(k|t_k) = \int_{\delta_{ij,k}}^{\bar{\delta}_{ij,k}} e^{-\int_{t_k}^{\tau} \mu_{01}^{ij}(u) + \mu_{03}(u) du} \mu_{01}^{ij}(x_{ij} + \tau) \int_{\tau}^{n_{ij}} e^{-\int_{\tau}^{\sigma} \mu_{1 \cdot}(x_{ij} + v, v - \tau) dv} d\sigma d\tau. \quad (3)$$

Formlen kan læses sådan, at personen skal blive invalid til tid  $\tau \in [\delta_{ij,k}, \bar{\delta}_{ij,k}]$ , hvorefter der vil ske en udbetaling indtil tid  $n_{ij}$ , så længe personen ikke dør eller reaktiverer. Den samlede intensitet ud af invalidetilstanden er noteret  $\mu_{1 \cdot}(x, u)$  og er afhængig af både alderen  $x$  og varigheden i invalidetilstanden  $u$ .

Definer nu følgende størrelse, der angiver den forventede resterende varighed som invalid for en  $x$ -årig, der er invalid med varighed  $u$ , hvor invalideudbetalingen ophører om  $n$  år,

$$p_{\text{Inv}}(x, u, n) = \int_0^n e^{-\int_0^{\tau} \mu_{1 \cdot}(x+v, v-u) dv} d\tau.$$

Herudover defineres eksponeringen i periode  $(t_k, t_{k+1}]$  som den tid person  $(i, j)$  har været aktiv i perioden,

$$E_{ij,k} = \bar{\delta}_{ij,k} - \underline{\delta}_{ij,k}.$$

Med dette laves følgende (approximative) omskrivning af (3)

$$\begin{aligned} V_{ij}(k|t_k) &= \int_{\underline{\delta}_{ij,k}}^{\bar{\delta}_{ij,k}} e^{-\int_{t_k}^{\tau} \mu_{01}^{ij}(u) + \mu_{03}(u) du} \mu_{01}^{ij}(x_{ij} + \tau) p_{Inv}(x_{ij} + \tau, 0, n_{ij} - \tau) d\tau \\ &\stackrel{\tau=t_k}{\simeq} E_{ij,k} \mu_{01}^{ij}(x_{ij} + t_k) p_{Inv}(x_{ij} + t_k, 0, n_{ij} - t_k) \\ &= E_{ij,k} \check{f}_{ij} \mu_{01}(x_{ij} + t_k) p_{Inv}(x_{ij} + t_k, 0, n_{ij} - t_k). \end{aligned}$$

Approximationen giver en simpel metode til at udregne den forventede varighed. Bemærk, at man kunne have valgt andre approksimationer, fx ved  $\tau = t_k + \frac{1}{2}$ ,  $\tau = \underline{\delta}_{ij,k}$ , eller lignende. Dette valg af approksimation vurderes ikke at have nogen væsentlig betydning.

Vi betragter det andet tilfælde,  $s \geq t_{k+1}$ , og bemærker at personen skal være invalid til tid  $s$ , for at være invalid til tid  $\tau > s$ ,

$$\begin{aligned} V_{ij}(k|s) &= \int_{t_k}^s dB_{ij,k}(\tau) + E \left[ \int_s^{n_{ij}} dB_{ij,k}(\tau) \middle| Z_{ij}(s), U_{ij}(s) \right] \\ &= \int_{t_k}^s b_{ij,k}(\tau) d\tau + b_{ij,k}(s) E \left[ \int_s^{n_{ij}} \mathbf{1}_{\{Z_{ij}(\tau)=1\}} d\tau \middle| b_{ij,k}(s) = 1, U_{ij}(s) \right] \\ &= \int_{t_k}^s b_{ij,k}(\tau) d\tau + b_{ij,k}(s) p_{Inv}(x_{ij} + s, U_{ij}(s), n_{ij} - s). \end{aligned}$$

Det første led er den totale observerede udbetalingsvarighed op til observationstidspunkt  $s$ . Det andet led inkluderes alene, hvis man er invalid til tid  $s$ , og består af den forventede resterende udbetalingsvarighed.

Definer gruppens samlede udbetalingsvarighed i periode  $(t_k, t_{k+1}]$ ,

$$V_i.(k|s) = \sum_{j=1}^{J_i} V_{ij}(k|s).$$

Erfaringstariferingsmodellen fås ved at måle gruppens faktiske udbetalingsvarighed relativt til den forventede varighed. Vi definerer derved den rå observation for gruppe  $i$  i periode  $(t_k, t_{k+1}]$  med opgørelsestidspunkt i slutningen af perioden,  $T_2$ , ved,

$$X_{ik} = \frac{V_i.(k|T_2)}{V_i.(k|t_k)}.$$

Nævneren  $V_i.(k|t_k)$  fungerer som normering, og vi anvender følgende notation,

$$\begin{aligned} \Pi_{ik} &= V_i.(k|t_k), \\ \Pi_{i.} &= \sum_{k=0}^{N-1} V_i.(k|t_k), \\ \Pi_{..} &= \sum_{i=1}^I \Pi_{i.}. \end{aligned}$$

Herudover defineres gruppens samlede gennemsnit,

$$X_{i.} = \frac{\sum_{k=0}^{N-1} V_i.(k|T_2)}{\Pi_{i.}} = \frac{1}{\Pi_{i.}} \sum_{k=0}^{N-1} \Pi_{ik} X_{ik},$$

samt gennemsnittet for hele bestanden,

$$X_{..} = \frac{\sum_{i=1}^I \sum_{k=0}^{N-1} V_i.(k|T_2)}{\Pi_{..}} = \frac{1}{\Pi_{..}} \sum_{i=1}^I \Pi_{i.} X_{i.}.$$



Det udestår at fastlægge den gennemsnitlige fareklasse  $\bar{f}$ . Den samlede forventede skadesudgift,  $\Pi_{..}$ , må antages at blive opgjort korrekt med markedsværdigrundlaget, dvs. hvor fareklassen ikke ganges på invalideintensiteten. Dette gælder, da markedsværdigrundlaget kan under- og overvurdere enkelte grupper, men netop er fastsat sådan, at det samlede set stemmer. Vi skal dermed bestemme den gennemsnitlige fareklasse sådan, at anvendelse af fareklassen ikke ændrer ved det totale niveau, men kun ved enkelte gruppers niveau. Dette leder til, at den samlede forventede skadesbyrde må være ens, uanset om man udelader fareklassen eller anvender den normerede fareklasse  $\check{f}_{ij}$ . Dermed fås,

$$\begin{aligned} \Pi_{..}^{\text{“ingen fareklasse”}} &= \Pi_{..} \\ \Leftrightarrow & \sum_{i,j,k} E_{ij,k} \mu_{01}(x_{ij} + t_k) p_{\text{Inv}}(x_{ij} + t_k, 0, n_{ij} - t_k) \\ &= \sum_{i,j,k} E_{ij,k} \check{f}_{ij} \mu_{01}(x_{ij} + t_k) p_{\text{Inv}}(x_{ij} + t_k, 0, n_{ij} - t_k) \\ \Leftrightarrow & \bar{f} = \frac{\sum_{i,j,k} E_{ij,k} \check{f}_{ij} \mu_{01}(x_{ij} + t_k) p_{\text{Inv}}(x_{ij} + t_k, 0, n_{ij} - t_k)}{\sum_{i,j,k} E_{ij,k} \mu_{01}(x_{ij} + t_k) p_{\text{Inv}}(x_{ij} + t_k, 0, n_{ij} - t_k)}. \end{aligned} \quad (4)$$

#### Praktiske bemærkninger til fareklassen

Det skal bemærkes, at invalideintensiteten i markedsværdigrundlaget i praksis estimeres separat for PFA Plus og gennemsnitsrentebestanden. Erfaringstariferingsmodellen anvendes på tværs af de to bestande, hvilket ikke er reflekteret i notationen i denne dokumentation. I praksis opgøres den gennemsnitlige fareklasse  $\bar{f}$  separat for PFA Plus og gennemsnitsrente.

For visse personer og tidspunkter i bestanden er der ikke observeret en fareklasse. I dette tilfælde opgøres den gennemsnitlige fareklasse for gruppen, og eventuelle observationer i gruppen uden fareklasseinformation får tillagt den gennemsnitlige fareklasse.

#### Anvendelse af Bühlmann-Straub modellen

Bühlmann-Straub modellen anvendes til at estimere erfaringstariferingsfaktorerne på baggrund af firmaernes relative skadesbyrde – givet ved varigheden – de enkelte år,

$$(X_{ik})_{k \in \{0, \dots, N-1\}}, \quad i \in \{1, \dots, I\}.$$

Vi definerer erfaringstariferingsfaktoren ved

$$\theta_i = \mu(\theta_i) = E[X_{ik} | \theta_i],$$

hvor  $\mu : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  er identitetsfunktionen.

Variablen  $X_{i.}$  er et udtryk for den relative skadesbyrde fra gruppe  $i$  relativt til forventningen, og er den fx stor, må man udlede, at gruppen fremadrettet vil være mere byrdefuld end gennemsnittet. Der er en naturlig variation i værdien af den stokastiske variabel  $X_{i.}$ , og for at skelne mellem systematisk afvigelse og tilfældig variation anvendes Bühlmann-Straub modellen på  $X_{ik}$ , hvor  $\Pi_{ik}$  optræder som normeringskonstant.

#### Anvendelse af resultater

Resultaterne anvendes ved beregning af kostpriser, samt ved opgørelse af nutidsværdien af TAE-ydelser for eventuelle policer i regnskabet for PFA Plus-bestanden.

Ved prisberegning og regnskab i år  $N$  er observationsperioden  $T_1 = N - 5 < N = T_2$  og  $t_{i+1} = t_i + 1$ ,  $i = 0, \dots, 4$ , dvs. de fem forudgående år.

Ved opgørelse af nutidsværdien af TAE-ydelser i PFA Plus tages der udgangspunkt i markedsværdigrundlaget. Herudover inkluderes resultater fra denne model, som består af personernes relative fareklasse for TAE-dækningen,  $\check{f}_{ij}$ , samt gruppernes erfaringstariferingsfaktor  $\theta_i$ . I praksis opgøres værdien med markedsværdigrundlaget, og herefter ganges med faktoren

$$\check{f}_{ij} \theta_i.$$