

Finanstilsynet  
Århusgade 110  
2100 København Ø

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

### Brevdato

29. december 2017

### 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 og fastsættelse af kostpriser, opdateres. Opdateringerne vedrører anvendte modeller og de underliggende biometriske risici og omfatter dødelighed, invalidedødelighed og invaliditets- og reaktiveringsforudsætninger.

De væsentligste ændringer er følgende:

- Dødeligheden opdateres med Finanstilsynets seneste levetidsbenchmark, dog baseres de forventede fremtidige levetidsforbedringer på de seneste 20 års data frem for de seneste 30 års data, der anvendes i det officielle benchmark. Risikomargenen, der blev forøget pr. 30. september 2017, jf. anmeldelsen "Forøgelse af risikomargen" af 23. oktober 2017, nedsættes igen, så den svarer til det forhenværende niveau.
- Der indføres en ny mikrotariferingsmodel med diagnoseafhængighed mv. til brug for hensættelser til TAE-skader, herunder indbetalingssikring, i PFA Plus.
- Erfaringstariferingsmodellen for TAE-dækninger, herunder indbetalingssikring, justeres.

### Lovgrundlaget

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

§ 20, stk. 1, nr. 2 og 6, i lov om finansiel virksomhed.

### Ikrafttrædelse

Livsforsikringsselskabet skal angive datoen for anmeldelsens ikrafttrædelse.

Anmeldelsen træder i kraft med regnskabsmæssig virkning på hensættelserne fra 31. december 2017. Mht. kostpriser har anmeldelsen virkning fra 1. januar 2018.

### Ændrer følgende tidligere anmeldte forhold.

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

Denne anmeldelse ændrer anmeldelsen "Justering af markedsværdigrundlag" af 30. december 2016 samt "Forøgelse af risikomargen" af 23. oktober 2017.

**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 forsikringer, der administreres i LivNet-systemet, hvilket primært er markedsrente-forsikringer (PFA Plus).
- **KR:** Den resterende del af bestanden, der administreres i KR-systemet, hvilket primært er gennemsnitsrente-produkter men også forsikringer uden for kontribution.

Ved opgørelse af forsikringsmæssige hensættelser for forsikrede i KR for produkter med invaliderisiko anvendes den såkaldte 7-tilstands invalidemodell, der inddrager genkøb og omskrivning til fripolicy (også kaldet "den simple model"). For policer under udbetaling anvendes genkøbs- og friplicemodellen ikke. For produkter uden invaliderisiko anvendes andre tilstandsmodeller, fx liv-død-modellen, to-livs-modellen eller kollektive modeller.

Til opgørelsen af hensættelser for produkter med invaliderisiko i PFA Plus anvendes som noget nyt en såkaldt mikrotariferingsmodell, med mindre ingen diagnose er registreret. I så fald opgøres hensættelserne efter den simple modell.

Nedenfor præsenteres de anvendte invalide-, invalidedødeligheds- og reaktiveringsintensiteter i den simple modell. De tilsvarende intensiteter i mikrotariferingsmodellerne er præsenteret i vedlagte redegørelse i henhold til § 5, stk. 1.

**Invalideintensiteten i den simple modell**

For et forsikret individ med alder  $x \in [25,67]$ , køn  $s \in \{M,K\}$  (Mand,Kvinde), police i kildesystem  $k \in \{KR, PFA Plus\}$ , opfyldningsproduktindikator  $o \in \{Ej Opfyldning, Opfyldning\}$  og år  $y \in \{2012, 2013, 2014, \dots\}$  er invalideintensiteten givet ved

$$\begin{aligned} \mu_y^{AI}(x,s,k,o) = \exp & (\beta + \beta_k + \beta_s + \beta_{s,k} \\ & + \gamma_1 \cdot x + \gamma_2 \cdot x^2 + \gamma_3 \cdot x^3 + \gamma_4 \cdot x^4 + \gamma_5 \cdot x^5 \\ & + \gamma_{k,1} \cdot x + \gamma_{k,2} \cdot x^2 + \gamma_{k,3} \cdot x^3 + \gamma_{k,4} \cdot x^4 + \gamma_{k,5} \cdot x^5 \\ & + \gamma_{s,1} \cdot x + \gamma_{s,2} \cdot x^2 + \gamma_{s,3} \cdot x^3 + \gamma_{s,4} \cdot x^4 + \gamma_{s,5} \cdot x^5 \\ & + \eta_o + \tau_{y,k}), \end{aligned}$$

hvor  $x$  er alderen i år, og hvor  $y$  beskriver hvilket kalenderår invalideintensiteten er gældende for. For alder under 25 anvendes den fittede værdi til alder 25 og tilsvarende for aldre over alder 67, hvilket vil sige at  $\mu_y^{AI}(x,s,k,o) := \mu_y^{AI}(67,s,k,o)$ , for  $x > 67$ , og  $\mu_y^{AI}(x,s,k,o) := \mu_y^{AI}(25,s,k,o)$ , for  $0 \leq x < 25$ . Intensiteterne er estimeret på baggrund af data fra perioden 2012-2016. For kildesystem KR er der ikke estimeret en kalenderårseffekt.

Koefficientværdierne i ovenstående log-linearkombination kan findes i Tabel 1-3 nedenfor. Tabellerne skal aflæses på følgende måde: For de kombinationer, som ikke findes i tabellerne, er den pågældende koefficient 0, dvs. at kombinationen tilhører referencegruppen.

**Unisex-invalideintensiteten for KR i den simple modell**

Til beregningerne af overførselstillæg anvendes en unisex-invalideintensitet for KR. For et forsikret individ

Tabel 1: Koefficienter for intercept  $\beta$ , kildeeffekt  $\beta_k$ , kønseffekt  $\beta_s$  og deres interaktion  $\beta_{s,k}$  hvor køn  $s \in \{M, K\}$  og kildesystem  $k \in \{KR, PFAPlus\}$ . Intercept-parametrene  $\beta$  skal altid medtages.

$\beta$	$\beta_{KR}$	$\beta_{M,KR}$	$\beta_M$
0.7735892	35.77479	0.0069018	21.92626

Tabel 2: Koefficienterne for aldersafhængige polynomier  $\gamma_p$ , det polynomie der yderligere tilføjes for mænd  $\gamma_{s,p}$  hvor  $p$  er polynomiekoefficienter, og  $s \in \{M, K\}$  er køn og tilsvarende polynomiet for kildesystem KR  $\gamma_{k,p}$  hvor  $p$  er polynomiekoefficienter og  $k \in \{PFAPlus, KR\}$  er kildesystem. Intercept-alders-parametrene (angivet som  $\gamma_p$ ) skal altid medtages.

Alderspolynomieorden	$\gamma_{KR,p}$	$\gamma_{M,p}$	$\gamma_p$
1	-3.944318291	-2.692878006	-2.41682598
2	0.1614536512	0.1242771879	0.1775804919
3	-0.003196477492	-0.002798879087	-0.005331396418
4	3.124627227e-05	3.07617113e-05	7.237830893e-05
5	-1.227422194e-07	-1.313582126e-07	-3.681251875e-07

Tabel 3: Koefficienter  $\eta_{Ej\text{ Opfyldning}}$  er koefficienten for ej opfyldningsprodukt,  $\tau$  er kalenderårsjusteringer. I markedsværdigrundlaget benyttes 2015/2016 som kalenderårsbaseline, og  $\tau$  benyttes ikke i modellen men benyttes i erfaringstarifieringen.

Parameter	Estimat
$\eta_{Ej\text{ Opfyldning}}$	0.2674480903
$\tau_{2012, PFA Plus}$	-0.6410970215
$\tau_{2013, PFA Plus}$	-0.4594780449
$\tau_{2014, PFA Plus}$	-0.2205259228

med alder  $x \in [25, 67]$  i kildesystemet KR er unisex-invalideintensiteten i den simple model givet ved

$$\mu^{AI}(x) = \exp(\alpha + \alpha_1 \cdot x + \alpha_2 \cdot x^2 + \alpha_3 \cdot x^3 + \alpha_4 \cdot x^4 + \alpha_5 \cdot x^5),$$

hvor  $x$  er alderen i år. For alder under 25 år anvendes den fittede værdi til alder 25 og tilsvarende for aldre over alder 67, hvilket vil sige at  $\mu^{AI}(x) = \mu^{AI}(67)$ , for  $x > 67$ , og  $\mu^{AI}(x) := \mu^{AI}(25)$ , for  $0 \leq x < 25$ . Intensiteterne er estimeret på baggrund af data fra perioden 2012-2016.

Koefficientværdierne i ovenstående log-linearkombination kan findes i Tabel 4 nedenfor. Intensiteterne er estimeret på baggrund af data fra perioden 2012-2016.

Tabel 4: Alderspolynomie-koefficienter  $\alpha_k$ , hvor  $k$  er orden, og intercept-koefficienten  $\alpha = \alpha_0$ .

$\alpha_k$	
Alderspolynomieorden	Estimat
0	45.01565412
1	-7.377122526
2	0.3863670475
3	-0.009597205335
4	0.0001152848836
5	-5.396516258e-07

### Reaktiveringsintensiteten i den simple model

For en invalid forsikret med invaliditetsvarighed  $v \geq 0$ , alder  $x \geq 0$ , køn  $s \in \{\text{Mand, Kvinde, Unisex}\}$  og

police i kildesystem  $k \in \{KR, PFA Plus\}$  er reaktiveringsintensiteten givet ved

$$\mu^{IA}(x,v,k) = \begin{cases} \exp(\phi_{3,k} + x \cdot \beta_1 + v \cdot \theta_{3,k}) & , \text{ hvis } 0 \leq v \leq b_1, \\ \exp(\phi_{2,k} + x \cdot \beta_1 + v \cdot \theta_{2,k}) & , \text{ hvis } b_1 < v \leq b_2, \\ \exp(\phi_{1,k} + x \cdot \beta_1 + v \cdot \theta_1) & , \text{ hvis } b_2 < v \leq b_3, \\ \exp(\phi_0 + x \cdot \beta_2) & , \text{ hvis } b_3 < v, \end{cases}$$

hvor invaliditetsvarigheden og alderen er angivet i år. Derudover er segmenteringspunkterne givet ved  $b_1 = 0.2291667$ ,  $b_2 = 2$  og  $b_3 = 5$ . Resten af koefficienterne i ovenstående segmenterede log-linearkombination kan findes i Tabel 5 nedenfor.

k	KR	PFA Plus
$\phi_0$	-0.1305471	-0.1305471
$\phi_{1,k}$	0.1710475	0.2719235
$\phi_{2,k}$	0.7958939	2.0190704
$\phi_{3,k}$	-1.0368786	0.8471943
$\beta_1$	-0.0353174	-0.0353174
$\beta_2$	-0.0980347	-0.0980347
$\theta_1$	-0.4873053	-0.4873053
$\theta_{2,k}$	-0.7997284	-1.3608787
$\theta_{3,k}$	7.1978243	3.7527627

Tabel 5: Denne tabel beskriver koefficientværdierne til reaktiveringsintensiteten i den simple model gældende for forsikrede i kildesystemerne KR og PFA Plus.

### Dødelighedsintensiteter

Basisdødeligheden for hele aldre  $x$  og køn  $s$  primo 2017 modelleres ved Finanstilsynets dødelighedsmodel,

$$\mu_{2017,x}^s = e^{\beta_1^s r_1(x-\frac{1}{2}) + \beta_2^s r_2(x-\frac{1}{2}) + \beta_3^s r_2(x-\frac{1}{2})} \mu_{2016,x}^{FT,s} (1 - R_x^s)^{\frac{1}{2}},$$

hvor  $\mu_{2016,x}^{FT,s}$  angiver Finanstilsynets benchmark for den observerede nuværende dødelighed medio 2016 for alder  $x$  og køn  $s$ , og hvor  $R_x^s$  angiver de af Finanstilsynets senest estimerede forventede fremtidige levetidsforbedringer for alder  $x$  og køn  $s$  baseret på data fra de seneste 20 år. Funktionerne  $r = (r_1, r_2, r_3)^T$  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 konstante parametrene fra alder 110 givet ved  $\mu_{2016,110}^{FT,s}$  og  $R_{110}^s$ .

Det kønsafhængige benchmark for den nuværende observerede dødelighed medio 2016 og senest forventede fremtidige levetidsforbedringer (med 20 års data) er offentliggjort for heltallige aldre af Finanstilsynet d. 22. september 2017. For ikke-heltallige aldre interpoleres lineært imellem de nærmeste heltallige værdier for den observerede nuværende dødelighed og de forventede fremtidige levetidsforbedringer.

Parameterestimerne i modellen er baseret på data fra perioden 2012-2016. Resultatet af analysen fremgår af Tabel 6.

For et generelt  $t > 2017$  er dødeligheden givet ved

$$\mu_{t,x}^s = \mu_{2017,x}^s (1 - R_x^s)^{t-2017}.$$

### Risikomargen for dødelighedsintensiteten

Til opgørelse af risikomargen anvendes yderligere et risikotillæg på dødeligheden, som svarer til at øge

	Mænd	Kvinder
$\beta_1$	0,00124303	0,06003217
$\beta_2$	-0,10860913	-0,08145876
$\beta_3$	-0,03855318	-

Tabel 6: Anvendte parametre til opgørelse af dødeligheden inkl. risikomargen for PFA Pensions samlede bestand.

de fremtidige levetidsforbedringer for dødeligheden med 0,2 procentpoint i alle aldre fra primo 2017 og en reduktion af den nuværende dødelighed på 5 %:

$$\text{risk} \mu_{t,x}^s = 0,95 \cdot \mu_{2017,x}^s (1 - R_x^s - 0,002)^{t-2017}.$$

#### Unisex dødelighedsintensiteten

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

$$\begin{aligned} \mu_{t,x} &= \mu_{2017,x} (1 - R_x)^{t-2017} \\ &:= (\kappa_b(x) \cdot \mu_{2017,x}^{\text{mand}} + (1 - \kappa_b(x)) \cdot \mu_{2017,x}^{\text{kvinde}}) (1 - \kappa_b(x) R_x^{\text{mand}} - (1 - \kappa_b(x)) R_x^{\text{kvinde}})^{t-2017}, \end{aligned}$$

hvor  $\kappa_b(x) \in [0,1]$  er en bestands-afhængig vægt. Kønsvægtene vurderes uændrede og opdateres ikke i 2017 og fremgår derfor fortsat af anmeldelsen for PFA Pension "Justering af markedsværdigrundlag" af 30. november 2015.

#### Risikomargen for unisex dødelighedsintensiteten

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

$$\text{risk} \mu_{t,x} = 0,95 \cdot \mu_{2017,x} (1 - R_x - 0,002)^{t-2017}.$$

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

#### Invalidedødelighedsintensiteten i den simple model

For en invalid forsikret, der primo 2017 har invaliditetsvarighed  $v \geq 0$ , alder  $x \geq 0$ , køn  $s \in \{\text{Mand, Kvinde, Unisex}\}$  og police i kildesystem  $k \in \{\text{KR, PFA Plus}\}$ , er invalidedødelighedsintensiteten givet ved

$$\mu_{2017}^{ID}(x,v,s) = \begin{cases} \exp(\alpha_{1,s} + \beta_{1,s} \cdot x + \theta_{1,s} \cdot v) & , \text{ hvis } 0 \leq v \leq b_3, \\ \exp(\alpha_2 + x \cdot \beta_2) & , \text{ hvis } b_3 < v, \end{cases}$$

hvor invaliditetsvarigheden og alderen er angivet i år, og hvor segmenteringspunktet er givet ved  $b_3 = 5$ . Resten af koefficienterne i ovenstående segmenterede log-linearkombination kan findes i Tabel 7 nedenfor. For generelt tidspunkt  $t > 2017$ , har vi som i mikrotariferingsmodellen at invalidedødelighedsintensiteten er givet ved

$$\mu_t^{ID}(x,v,s) = \mu_{2017}^{ID}(x,v,s) (1 - R_x^s)^{t-2017}.$$

k	Mænd	Kvinder	Unisex
$\alpha_{1,s}$	-5.479578	-5.9036198	-5.893249
$\alpha_2$	-8.2733692	-8.2733692	-8.2733692
$\beta_{1,s}$	0.056433	0.056433	0.0599713
$\beta_2$	0.0644855	0.0644855	0.0644855
$\theta_{1,s}$	-0.3648024	-0.3648024	-0.3655733

Tabel 7: Parametre for invalidedødeligheden i den simple model baseret på data fra 2012-2016.

### Risikomargen for invalidedødelighedsintensiteten

Risikomargen vedrørende invalidedødelighed i både den simple model og mikrotariferingsmodellen og er modelleret ved en absolut forøgelse af trenden  $R_x^k$  med 0,002 fra primo 2017, samt en reduktion af dødeligheden på 5 % for gennemsnitsrentemiljøet og 20 % for PFA Plus.

### Opdatering af faktorer for TAE-/indbetalingssikringsvarianter

Ved opgørelse af hensættelser til indbetalingssikringsdækninger i PFA Plus for raske personer inkluderes en faktor for den specifikke variant. Faktoren multipliceres på hensættelserne. For en police med et opfyldningsprodukt og en dækningsgivende løn, der er større end nul, fremgår faktorerne i Tabel 8.

Præmiefritagelsesvariant	902	911	912
Hensættelsesfaktor	1	1	0,97

Tabel 8: Faktorer til opgørelse af nutidsværdien for ydelser hørende til varianter af indbetalingssikringsdækninger.

I de resterende tilfælde er faktorerne opgjort i Tabel 9.

Præmiefritagelsesvariant	901	902	907	908	911	912	913	914	915	916
Hensættelsesfaktor	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95	0,92	0,60	0,76	0,65	0,95

Tabel 9: Faktorer til opgørelse af nutidsværdien for ydelser hørende til varianter af indbetalingssikringsdækninger.

Der inkluderes ikke længere en risikomargen opgjort som en justering af faktorerne.

### Opdatering af risikomargen knyttet til invaliditet

Risikomargen for invaliditeintensiteten i PFA Plus opgøres ved at forøge bedste-skøn-invaliditeintensiteten med 20 %.

### Opgørelse af fortjenstmargen i gennemsnitsrentemiljøet

Regnskabsposten fortjenstmargen, jf. § 68 i "Bekendtgørelse om finansielle rapporter for forsikrings-selskaber og tværgående pensionskasser", opgøres for policer under kontribution med udgangspunkt i rentegruppeafhængige forventede årlige fortjenstsatser. Satserne fremgår af Tabel 10 nedenfor.

	Rentegruppe			
	1	2	3	4
Fortjenstsats	0,13 %	0,26 %	0,00 %	0,00 %

Tabel 10: Satser til opgørelse af balanceposten fortjenstmargen 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 0,25 % af den forventede opsparing indtil den samlede opsparing forventes udbetalt. Bruttofortjenstmargen efter reduktion for risikomargen hørende til opsparingen opgøres ved at reducere fortjenstmargensatsen til 0,165 %, svarende til en reduktion på 8,5 basispunkter. Når vi skriver bruttofortjenstmargen menes størrelsen efter reduktion for risikomargen. Satserne reduceres med PAL for opsparing hvor afkastet er PAL-pligtigt. Der anvendes afgangsfordsætninger 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 udbetalingsssikring hørende til policen, dog kan den ikke være negativ.

### Justering af erfaringstariferingsmodellen for TAE-dækninger

Erfaringstariferingsmodellen, som anvendes ved opgørelse af nutidsværdi af ydelser for tab-af-erhvervsevne-dækninger i PFA Plus, tilpasses mikrotariferingsmodellen. Herudover udvides modellen til at inddrage information om den faktiske tilkendte ydelse for opfyldningsprodukterne set i forhold til den forventede tilkendte ydelse. Ændringerne er følgende:

- Erfaringstariferingsmodellen anvender nu mikrotariferingsgrundlaget for PFA Plus, i det omfang der er registreret tilstrækkelig information. Alternativt anvendes det simple grundlag.
- Den anvendte betalingsfunktion ved måling af varigheden af invalideforløb justeres, så der skaleres med den tilkendte ydelsesprocent. Middelværdien af den tilkendte ydelsesprocent er estimeret på baggrund af løn  $l$  og købt dækningsstørrelse  $d$ , og denne er givet ved

$$g(l,d) = \frac{1}{d} (\max \{ \min \{ l - 208.196; d \} ; 0,66d \} - 3.086) .$$

- Resultater fra erfaringstariferingsmodellen normeres, så det alene er den relative afvigelse fra bestandsgennemsnittet der anvendes. Bestandsgennemsnittet har niveau  $X_{..}$ , mens firma  $i$  har erfaringstariferingsfaktor  $\theta_i$ . Den normerede erfaringstariferingsfaktor, som anvendes ved opgørelse af hensættelser og priser, er givet ved  $\phi_i$ ,

$$\phi_i = \frac{\theta_i}{X_{..}} .$$

### Justering af erfaringstariferingsmodellen for dødsfaldsdækninger

Afsnit 2.17.2 i teknisk grundlag for PFA Pension ændres: Grænserne for erfaringstariferingsfaktoren på 0,5 og 2,0 udgår, så faktoren kan variere frit. Derudover foretages præciseringer i afsnittet.

*Tidligere afsnit:*

#### 2.17.2 Erfaringstarifering

Erfaringstarifering vedr. tab af erhvervsevne og indbetalingsssikring af opsparing: Se afsnit 4.5.

Erfaringstarifering vedr. dødsfaldsdækning:

Det forventede antal skader regnes normalt ud fra de senest anmeldte intensiteter som anvendes til prisberegningen og er angivet i bilag Satser vedrørende Dækninger og generelle satser til teknisk grundlag for PFA Plus. Der ses på antal skader for de seneste op til 5 år. Vi anvender en Bühlmann-Straub model med kredibilitetsvægten  $z$  til beregning af den estimerede fremtidige skadesprocent:

Den estimerede fremtidige skadesprocent regnes som

$$\text{Sk-pct-model} = Z * \text{Sk-pct-egen} + (1 - Z),$$

hvor  $Z$  følger af skemaet i afsnit 5.2.

Erfaringstariferingsfaktoren  $f_{erfa}$  bestemmes som

$$f_{erfa} = \text{Sk-pct-model}.$$

Faktoren er som udgangspunkt minimum 0,5 og maksimum 2,0, men kan afvige herfra, hvis det aktuar-mæssigt vurderes mere retvisende. Hvis antallet i ordningen er under 500 og det forventede antal skader over 5 år er mindre end 1,66, sættes faktoren til 1.

Solidariske Makropriser korrigeres med en erfaringstariferingsfaktor. Denne faktor fastsættes ud fra et estimat af en ordnings fremtidige skadesniveau. Modellen til estimering af det fremtidige skadesniveau afhænger af ordningens anciennitet i PFA Plus.

Hvis modellerne for erfaringstarifering ikke umiddelbart kan anvendes:

I visse situationer kan modellerne for erfaringstarifering ikke umiddelbart anvendes. Det gælder eksempelvis men ikke udelukkende i tilfælde hvor

- ordningen ikke tidligere har haft forsikringsrisici knyttet til dødsfald og/eller tab af erhvervsevne,
- vi (på nye ordninger) ikke har tilstrækkelige oplysninger om skader, eller
- hvis forsikringsforholdene har været væsentligt anderledes, fx hvis dækningerne har været frivillige.

I disse tilfælde anvendes erfaringstariferingsmodellerne og principperne heri i det omfang, det er muligt, kombineret med passende aktuarmæssige skøn og konkrete vurderinger.

*Nyt afsnit:*

### 2.17.2 Erfaringstarifering

Solidariske Makropriser korrigeres med en erfaringstariferingsfaktor. Denne faktor fastsættes ud fra et estimat af en ordnings fremtidige skadesniveau. Modellen til estimering af det fremtidige skadesniveau afhænger af ordningens anciennitet i PFA Plus, jf. nedenfor.

Erfaringstarifering vedr. tab af erhvervsevne og indbetalingsssikring af opsparing: Se afsnit 4.5 i det separate bilag til Teknisk grundlag, Hensættelsesgrundlag.

Erfaringstarifering vedr. dødsfaldsdækning:

Det forventede antal skader regnes normalt ud fra de senest anmeldte intensiteter som anvendes til prisberegningen og er angivet i bilag Satser vedrørende Dækninger og generelle satser til teknisk grundlag for PFA Plus. Der ses på antal skader for de seneste op til 5 år. Vi anvender en Bühlmann-Straub model med kredibilitetsvægten  $Z$  til beregning af den estimerede fremtidige skadesprocent:

Den estimerede fremtidige skadesprocent regnes som

$$\text{Sk-pct-model} = Z * \text{Sk-pct-egen} + (1 - Z) * 100,$$

hvor  $Z$  følger af skemaet i afsnit 5.2, og hvor Sk-pct-egen er skadesprocenten for ordningen i forhold til det forventede baseret på intensiteter.

Erfaringstariferingsfaktoren ferfa bestemmes som

$$f_{erfa} = \text{Sk-pct-model}/100.$$

Hvis antallet i ordningen er under 500 og det forventede antal skader over 5 år er mindre end 1,66, sættes faktoren til 1.

Hvis modellerne for erfaringstarifering ikke umiddelbart kan anvendes:

I visse situationer kan modellerne for erfaringstarifering ikke umiddelbart anvendes. Det gælder eksempelvis men ikke udelukkende i tilfælde hvor

- ordningen ikke tidligere har haft forsikringsrisici knyttet til dødsfald og/eller tab af erhvervsevne,
- vi (på nye ordninger) ikke har tilstrækkelige oplysninger om skader, eller
- hvis forsikringsforholdene har været væsentligt anderledes, fx hvis dækningerne har været frivillige.

I disse tilfælde anvendes erfaringstariferingsmodellerne og principperne heri i det omfang, det er muligt, kombineret med passende aktuarmæssige skøn og konkrete vurderinger.

### Opdaterede afsnit af teknisk grundlag

Ved en beklagelig fejl manglede det tekniske grundlag at blive vedlagt ved anmeldelsen af 24. oktober 2017. Ved denne anmeldelse er opdaterede afsnit af teknisk grundlag vedlagt, samt tilsvarende afsnit fra teknisk grundlag som det så ud ved anmeldelsen den 30. december 2017.



**Redegørelse for de juridiske konsekvenser for forsikringstagerne**

Livsforsikringselskabet 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 livsforsikringselskabet redegøre herfor.

Der er ingen juridiske konsekvenser for forsikringstagerne.

**Redegørelse for de økonomiske konsekvenser for forsikringstagerne**

Livsforsikringselskabet 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 livsforsikringselskabet 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 i risikogruppe 2. Der henvises også til Redegørelse i henhold til § 6, stk. 1.

**Redegørelse for de juridiske konsekvenser for forsikringselskabet**

Livsforsikringselskabet skal redegøre for de juridiske konsekvenser for livsforsikringselskabet, jf. bekendtgørelsens § 2, stk. 7. Er der ingen konsekvenser, skal livsforsikringselskabet 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 aktuariemæssige konsekvenser for livsforsikringselskabet**

Livsforsikringselskabet skal redegøre for de økonomiske og aktuariemæssige konsekvenser for livsforsikringselskabet, jf. bekendtgørelsens § 2, stk. 6. Er der ingen konsekvenser, skal livsforsikringselskabet 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**

29. december 2017

**Navn**

Peter Holm Nielsen

**Dato og underskrift**

29. december 2017



# Teknisk grundlag: Hensættelsesgrundlag

29. december 2017

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 og PFA Plus anvendes kønsafhængige parametre. Unisex-parametre anvendes ved 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  $\Delta \tilde{A}_d^{(n,g),+,v,*}(t_i)$  enhedscashflowet for en fripolice-dækning med koncessionsnummer  $d$ .

Enhedscashflowet 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 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:

- $y_d^{(n,g)}$  ydelserne 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:

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

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

Indikatorfunktionen  $\mathbf{1}_{\{V^{(n,\cdot),+}(t_0) > \gamma^{styk\ omk,V}\}}$  bevirker, at stykomkostningscashflowet 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,

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

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

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

### 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

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

Størrelsen  $W^{(n,be),gy\ uomk}$  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  $W^{(n,be+rm),gy\ uomk}$ , 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:

$$\begin{aligned} W^{(n,be),adm\ omk} &= \sum_{i=0}^M (R^{m\ omk}(t_i) - R^{u\ omk}(t_i)) \Delta A^{(n,v),frp}(t_i) \\ &+ \sum_{i=0}^M R^{u\ omk}(t_i) \left( \Delta A^{(n,v),prm\ omk}(t_i) + \Delta A^{(n,v),styk\ omk}(t_i) \right). \end{aligned}$$

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 inklusive risikomargen,  $W^{(n,be+rm),adm\text{ omk}}$ .

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

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

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

Der defineres tilsvarende størrelse inklusive 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 inklusive justering for risikomargen"-forudsætninger og "bedste skøn"-forudsætninger.

## 1.22 Bruttofortjenstmargen

Bruttofortjenstmargenen 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 bruttofortjenstmargenen anvendes satserne fra Tabel 1, reduceret med PAL.

Rentegruppe	0	1	2	3	4
Sats	0,00 %	0,13 %	0,26 %	0,00 %	0,00 %

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 bruttofortjenstmargen,

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

hvor  $R^{u\text{ omk},fm}(t_i)$  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:

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

## 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 invalide-dødelighed 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,

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

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

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 polices egen retrospektive hensættelse

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

**Type 3** Fortjenstmargen indeholdt i andre policers 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,

$$V^{retro\ fm} = V^{fm\ type\ 1} + V^{fm\ type\ 3},$$

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

Fortjenstmargen af type 1 findes ved

$$W^{(n),fm\ type\ 1} = \min \{ W^{(n,be+rm),fm\ brutto}; W^{(n),retro\ overskud} \},$$

$$V^{fm\ type\ 1} = \sum_n W^{(n),fm\ type\ 1}.$$

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.

Basisdødeligheden for hele aldre  $x$  og køn  $s$  primo 2017 modelleres ved Finanstilsynets dødelighedsmodel,

$$\mu_{2017,x}^s = e^{\beta_1^s r_1(x-\frac{1}{2}) + \beta_2^s r_2(x-\frac{1}{2}) + \beta_3^s r_2(x-\frac{1}{2})} \mu_{2016,x}^{FT,s} (1 - R_x^s)^{\frac{1}{2}},$$

hvor  $\mu_{2016,x}^{FT,s}$  angiver Finanstilsynets benchmark for den observerede nuværende dødelighed medio 2016 for alder  $x$  og køn  $s$ , og hvor  $R_x^s$  angiver de af Finanstilsynets senest estimerede forventede fremtidige levetidsforbedringer for alder  $x$  og køn  $s$  baseret på data fra de seneste 20 år. 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  $\mu_{2016,110}^{FT,s}$  og  $R_{110}^s$ .

Det kønsafhængige benchmark for den nuværende observerede dødelighed medio 2016 og senest forventede fremtidige levetidsforbedringer (med 20 års data) er offentliggjort for heltallige aldre af Finanstilsynet d. 22. september 2017. 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 2012-2016. Resultatet af analysen fremgår af Tabel 2.

	Mænd	Kvinder
$\beta_1$	0,00124303	0,06003217
$\beta_2$	-0,10860913	-0,08145876
$\beta_3$	-0,03855318	-

Tabel 2: Anvendte parametre til opgørelse af dødeligheden inkl. risikomargen for PFA Pensions samlede bestand.

De **fremtidige levetidsforbedringer (trenden)** i Finanstilsynets levetidsbenchmark er baseret på data fra HMD for perioden 1997-2011, mens data for 2012-2016 er anvendt direkte fra Danmarks Statistik via de såkaldte "befolkningsregnskaber".

For et generelt  $t > 2017$  er dødeligheden givet ved

$$\mu_{t,x}^s = \mu_{2017,x}^s (1 - R_x^s)^{t-2017}.$$

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

$$\mu_{t,x,b}^{\text{unisex}} = \mu_{2017,x,b}^{\text{unisex}} (1 - R_{x,b}^{\text{unisex}})^{t-2017}. \quad (1.1)$$

Her angiver  $b$  bestanden og

$$\begin{aligned} \mu_{2017,x,b}^{\text{unisex}} &= \kappa_{b,x} \mu_{2017,x}^{\text{mand}} + (1 - \kappa_{b,x}) \mu_{2017,x}^{\text{kvinde}}, \\ R_{x,b}^{\text{unisex}} &= \kappa_{b,x} R_x^{\text{mand}} + (1 - \kappa_{b,x}) R_x^{\text{kvinde}}, \end{aligned} \quad (1.2)$$

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

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  $x$ .

### Opgørelse af hensættelser for livsforsikringsdækninger med invaliderisiko

Ved opgørelse af forsikringsmæssige hensættelser for forsikrede i KR for produkter med invaliderisiko anvendes den såkaldte 7-tilstands invalidemodell, der inddrager genkøb og omskrivning til fripolicy (også kaldet "den simple model"). For policer under udbetaling anvendes genkøbs- og fripolicy-modellen ikke. For produkter uden invaliderisiko anvendes andre tilstandsmodeller, fx liv-død-modellen, to-livs-modellen eller kollektive modeller.

Til opgørelsen af hensættelser for produkter med invaliderisiko i PFA Plus anvendes som noget nyt en såkaldt mikrotariferingsmodel, med mindre ingen diagnose er registreret. I så fald opgøres hensættelserne efter den simple model. Mikrotariferingsmodellen er beskrevet i afsnit A.1 i den fortrolige del af det tekniske grundlag.

### Invalidedødeligheden

Invalidedødelighedsintensiteten i den simple model

For en invalid forsikret, der primo 2017 har invaliditetsvarighed  $v \geq 0$ , alder  $x \geq 0$ , køn  $s \in \{\text{Mand, Kvinde, Unisex}\}$  og police i kildesystem  $k \in \{\text{KR, PFA Plus}\}$ , er invalidedødelighedsintensiteten givet ved

$$\mu_{2017}^{ID}(x,v,s) = \begin{cases} \exp(\alpha_{1,s} + \beta_{1,s} \cdot x + \theta_{1,s} \cdot v) & , \text{ hvis } 0 \leq v \leq b_3, \\ \exp(\alpha_2 + x \cdot \beta_2) & , \text{ hvis } b_3 < v, \end{cases}$$

hvor invaliditetsvarigheden og alderen er angivet i år, og hvor segmenteringspunktet er givet ved  $b_3 = 5$ . Resten af koefficienterne i ovenstående segmenterede log-linearkombination kan findes i Tabel 4 nedenfor. For generelt tidspunkt  $t > 2017$ , har vi som i mikrotariferingsmodellen at invalidedødelighedsintensiteten er givet ved

$$\mu_t^{ID}(x,v,s) = \mu_{2017}^{ID}(x,v,s)(1 - R_x^s)^{t-2017}.$$

k	Mænd	Kvinder	Unisex
$\alpha_{1,s}$	-5.479578	-5.9036198	-5.893249
$\alpha_2$	-8.2733692	-8.2733692	-8.2733692
$\beta_{1,s}$	0.056433	0.056433	0.0599713
$\beta_2$	0.0644855	0.0644855	0.0644855
$\theta_{1,s}$	-0.3648024	-0.3648024	-0.3655733

Tabel 4: Parametre for invalide dødeligheden i den simple model baseret på data fra 2012-2016.

### Invalideintensiteten

#### Invalideintensiteten i den simple model

For et forsikret individ med alder  $x \in [25,67]$ , køn  $s \in \{M, K\}$  (Mand, Kvinde), police i kildesystem  $k \in \{KR, PFA Plus\}$ , opfyldningsproduktindsikator  $o \in \{Ej Opfyldning, Opfyldning\}$  og år  $y \in \{2012, 2013, 2014, \dots\}$  er invalideintensiteten givet ved

$$\begin{aligned} \mu_y^{AI}(x, s, k, o) = \exp & \left( \beta + \beta_k + \beta_s + \beta_{s,k} \right. \\ & + \gamma_1 \cdot x + \gamma_2 \cdot x^2 + \gamma_3 \cdot x^3 + \gamma_4 \cdot x^4 + \gamma_5 \cdot x^5 \\ & + \gamma_{k,1} \cdot x + \gamma_{k,2} \cdot x^2 + \gamma_{k,3} \cdot x^3 + \gamma_{k,4} \cdot x^4 + \gamma_{k,5} \cdot x^5 \\ & + \gamma_{s,1} \cdot x + \gamma_{s,2} \cdot x^2 + \gamma_{s,3} \cdot x^3 + \gamma_{s,4} \cdot x^4 + \gamma_{s,5} \cdot x^5 \\ & \left. + \eta_o + \tau_{y,k} \right), \end{aligned}$$

hvor  $x$  er alderen i år, og hvor  $y$  beskriver hvilket kalenderår invalideintensiteten er gældende for. For alder under 25 anvendes den fittede værdi til alder 25 og tilsvarende for aldre over alder 67, hvilket vil sige at  $\mu_y^{AI}(x, s, k, o) := \mu_y^{AI}(67, s, k, o)$ , for  $x > 67$ , og  $\mu_y^{AI}(x, s, k, o) := \mu_y^{AI}(25, s, k, o)$ , for  $0 \leq x < 25$ . Intensiteterne er estimeret på baggrund af data fra perioden 2012-2016. For kildesystem KR er der ikke estimeret en kalenderårseffekt.

Koefficientværdierne i ovenstående log-linearkombination kan findes i Tabel 5-7 nedenfor. Tabellerne skal aflæses på følgende måde: for de kombinationer, som ikke findes i tabellerne, er den pågældende koefficient 0, dvs. at kombinationen tilhører referencegruppen.

Tabel 5: Koefficienter for intercept  $\beta$ , kildeeffekt  $\beta_k$ , kønseffekt  $\beta_s$  og deres interaktion  $\beta_{s,k}$  hvor køn  $s \in \{M, K\}$  og kildesystem  $k \in \{KR, PFA Plus\}$ . Intercept-parametrene  $\beta$  skal altid medtages.

$\beta$	$\beta_{KR}$	$\beta_{M,KR}$	$\beta_M$
0.7735892	35.77479	0.0069018	21.92626

Tabel 6: Koefficienterne for aldersafhængige polynomier  $\gamma_p$ , det polynomie der yderligere tilføjes for mænd  $\gamma_{s,p}$  hvor  $p$  er polynomiekoefficienter, og  $s \in \{M, K\}$  er køn og tilsvarende polynomiet for kildesystem KR  $\gamma_{k,p}$  hvor  $p$  er polynomiekoefficienter og  $k \in \{PFA Plus, KR\}$  er kildesystem. Intercept-alders-parametrene (angivet som  $\gamma_p$ ) skal altid medtages.

Alderspolynomieorden	$\gamma_{KR,p}$	$\gamma_{M,p}$	$\gamma_p$
1	-3.944318291	-2.692878006	-2.41682598
2	0.1614536512	0.1242771879	0.1775804919
3	-0.003196477492	-0.002798879087	-0.005331396418
4	3.124627227e-05	3.07617113e-05	7.237830893e-05
5	-1.227422194e-07	-1.313582126e-07	-3.681251875e-07

#### Unisex-invalideintensiteten for KR i den simple model

Til beregningerne af overførselstillæg anvendes en unisex-invalideintensitet for KR. For et forsikret individ

Tabel 7: Koefficienter  $\eta_{Ej \text{ Opfyldning}}$  er koefficienten for ej opfyldningsprodukt,  $\tau$  er kalenderårsjusteringer. I markedsværdigrundlaget benyttes 2015/2016 som kalenderårsbaseline, og  $\tau$  benyttes ikke i modellen men benyttes i erfaringstarifieringen.

Parameter	Estimat
$\eta_{Ej \text{ Opfyldning}}$	0.2674480903
$\tau_{2012,PFA \text{ Plus}}$	-0.6410970215
$\tau_{2013,PFA \text{ Plus}}$	-0.4594780449
$\tau_{2014,PFA \text{ Plus}}$	-0.2205259228

med alder  $x \in [25,67]$  i kildesystemet KR er unisex-invalidintensiteten i den simple model givet ved

$$\mu^{AI}(x) = \exp(\alpha + \alpha_1 \cdot x + \alpha_2 \cdot x^2 + \alpha_3 \cdot x^3 + \alpha_4 \cdot x^4 + \alpha_5 \cdot x^5),$$

hvor  $x$  er alderen i år. For alder under 25 år anvendes den fittede værdi til alder 25 og tilsvarende for aldre over alder 67, hvilket vil sige at  $\mu^{AI}(x) = \mu^{AI}(67)$ , for  $x > 67$ , og  $\mu^{AI}(x) := \mu^{AI}(25)$ , for  $0 \leq x < 25$ . Intensiteterne er estimeret på baggrund af data fra perioden 2012-2016.

Koefficientværdierne i ovenstående log-linearkombination kan findes i Tabel 8 nedenfor. Intensiteterne er estimeret på baggrund af data fra perioden 2012-2016.

Tabel 8: Alderspolynomie-koefficienter  $\alpha_k$ , hvor  $k$  er orden, og intercept-koefficienten  $\alpha = \alpha_0$ .

$\alpha_k$	
Alderspolynomieorden	Estimat
0	45.01565412
1	-7.377122526
2	0.3863670475
3	-0.009597205335
4	0.0001152848836
5	-5.396516258e-07

### Reaktiveringsintensiteten

#### Reaktiveringsintensiteten i den simple model

For en invalid forsikret med invaliditetsvarighed  $v \geq 0$ , alder  $x \geq 0$ , køn  $s \in \{\text{Mand, Kvinde, Unisex}\}$  og police i kildesystem  $k \in \{\text{KR, PFA Plus}\}$  er reaktiveringsintensiteten givet ved

$$\mu^{IA}(x,v,k) = \begin{cases} \exp(\phi_{3,k} + x \cdot \beta_1 + v \cdot \theta_{3,k}) & , \text{ hvis } 0 \leq v \leq b_1, \\ \exp(\phi_{2,k} + x \cdot \beta_1 + v \cdot \theta_{2,k}) & , \text{ hvis } b_1 < v \leq b_2, \\ \exp(\phi_{1,k} + x \cdot \beta_1 + v \cdot \theta_1) & , \text{ hvis } b_2 < v \leq b_3, \\ \exp(\phi_0 + x \cdot \beta_2) & , \text{ hvis } b_3 < v, \end{cases}$$

hvor invaliditetsvarigheden og alderen er angivet i år. Derudover er segmenteringspunkterne givet ved  $b_1 = 0.2291667$ ,  $b_2 = 2$  og  $b_3 = 5$ . Resten af koefficienterne i ovenstående segmenterede log-linearkombination kan findes i Tabel 9 nedenfor.

k	KR	PFA Plus
$\phi_0$	-0.1305471	-0.1305471
$\phi_{1,k}$	0.1710475	0.2719235
$\phi_{2,k}$	0.7958939	2.0190704
$\phi_{3,k}$	-1.0368786	0.8471943
$\beta_1$	-0.0353174	-0.0353174
$\beta_2$	-0.0980347	-0.0980347
$\theta_1$	-0.4873053	-0.4873053
$\theta_{2,k}$	-0.7997284	-1.3608787
$\theta_{3,k}$	7.1978243	3.7527627

Tabel 9: Denne tabel beskriver koefficientværdierne til reaktiveringsintensiteten i den simple model gældende for forsikrede i kildesystemerne KR og PFA Plus.

### Faktorer for TAE-/indbetalingssikringsvarianter

Ved opgørelse af hensættelser til indbetalingsdækningsvarianter i PFA Plus for raske personer inkluderes en faktor for den specifikke variant. Faktoren multipliceres på hensættelserne. For en police med et opfyldningsprodukt og en dækningsgivende løn, der er større end nul, fremgår faktorerne i Tabel 10.

Præmiefrigørelsesvariant	902	911	912
Hensættelsesfaktor	1	1	0,97

Tabel 10: Faktorer til opgørelse af nutidsværdien for ydelser hørende til varianter af indbetalingsdækningsvarianter.

I de resterende tilfælde er faktorerne opgjort i Tabel 11.

Præmiefrigørelsesvariant	901	902	907	908	911	912	913	914	915	916
Hensættelsesfaktor	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95	0,92	0,60	0,76	0,65	0,95

Tabel 11: Faktorer til opgørelse af nutidsværdien for ydelser hørende til varianter af indbetalingsdækningsvarianter.

### 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  $W^{(n,be+rm),adm\ omk\ prm}$ . 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 % 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 EIOPAs 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 ægtefælle-dækninger, tilføjes mulighed for genkøb og overgang til fripolice 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

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

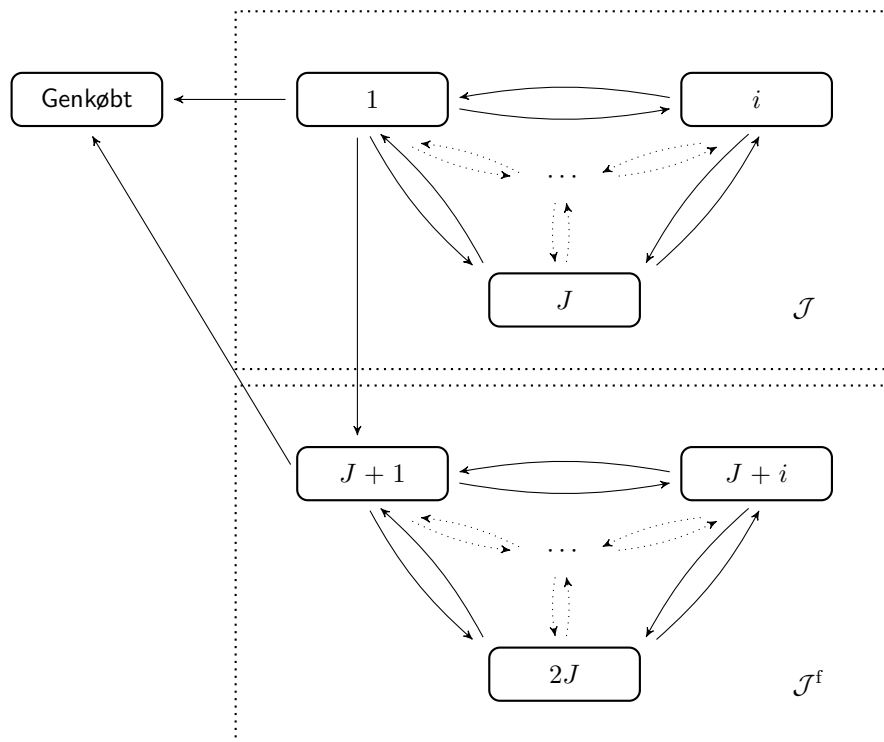
Her er  $x$  alderen og  $RG \in \{0, 1, 2, 3, 4\}$  rentegruppen, hvor  $RG = 0$  består af policer uden for kontribution. De kønsafhængige parametre fremgår af Tabel 12, og unisex-parametre fremgår af Tabel 13.

	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 12: Anvendte parametre til genkøbsintensiteten.

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,

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



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 13: Anvendte parametre til unisex-genkøbsintensitet.

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 er modelleret ved en absolut forøgelse af trenden  $R_x^s$  med 0,002 fra primo 2017 samt en reduktion af dødeligheden på 5 %.

Risikomargen vedrørende invalide dødelighed er modelleret ved en absolut forøgelse af trenden  $R_x^s$  med 0,002 fra primo 2017 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 20 % 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 måneds 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 udbetalingssikring
- 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 udbetalingssikring, jf. afsnit 2.6. For pensionsordninger i forsikringsklasse III er opsparingsværdi givet ved værdien af de tilhørende aktiver, dvs.  $V^{(n),retro} = V^{(n),A}$ .

Cashflow for en eventuelt tilknyttet udbetalingssikring 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 udbetalingssikring 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 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. Satser 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 udbetalingssikring inklusive administrationsomkostninger og dækning til indbetalingsfri pension** beregnes som

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

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

#### 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.
- $y_d^{(n),\ell}$  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 risikoophør og præmiebetalingsophør svarende til udløb af prisaftalen for ordningen. Hvis der ikke er oplyst et udløb, anvendes et risikoophør 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:

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

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  $\gamma^{omk,\ell}$  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

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

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

Bruttofortjenstmargen opgøres grundlæggende som en rentemarginalsberedning 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 udbetalingsssikring.

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

Bedste skøn for bruttofortjenstmargenen før indregning af udbetalingsssikring opgøres ud fra opsparingens størrelse, dvs. den retrospektive hensættelse  $W^{(n),retro}$ , og aftalte indbetalinger inden udløb af prisaf-talen. 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 prisaf-talen 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 0,25 %.
- Fortjenstmargensats efter reduktion for risikomargen er 0,165 %.

Den retrospektive hensættelse (unit-link depotet) dekomponeres i værdien af udbetalinger til pensionsopsparereren, hvor der ses bort fra udbetalingsssikring, 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 pensionsopsparereren kan ikke være mindre end værdien af udbetalingsssikringen, og med dette opgøres livsforsikringshensættelsen til opsparingsydelser 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 udbetalingsssikring og opsparingsydelser 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 opsparingsydelser 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 eksklusive 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 indbetalingssikring, 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 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 en relevant delmængde 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. Herudover justeres der for opfyldnings-TAE-produkter for tilkendelsesprocenten. 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 (eksklusiv risikomargen). I resten af nærværende afsnit refererer "markedsværdigrundlaget" til markedsværdigrundlaget eksklusiv 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.

For opfyldnings-TAE-produkter justeres for tilkendelsesprocenten. De faktiske antal udbetalingsmåneder justeres med forholdet mellem den tilkendte ydelse og den købte dækning, mens de forventede antal udbetalingsmåneder justeres med forholdet mellem den forventede tilkendelse og den købte dækning.

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 eller i den tilsvarende mikrotariferingsmodel. 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, eller i den tilsvarende mikrotariferingsmodel, 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.
- $d_{ij}$  angiver personens købte dækning.
- $Y_{ij}$  angiver udbetalt beløb ved tilkendelse af invaliditet.
- $l_{ij}$  angiver personens løn.

Det udbetalte beløb ved tilkendelse af invaliditet er estimeret på baggrund af personens løn  $l$  og den købte dækning  $d$ . Dette resulterer i følgende estimerede middelværdi, som noteres  $g(l, d)$ , og er givet ved

$$g(l, d) := \mathbb{E} \left[ \frac{Y_{ij}}{d} \right] = \frac{1}{d} (\max \{ \min \{ l - 208.196, d \}, 0.66d \} - 3.086).$$

Når en person skifter til invaliditetstilstanden observeres  $Y_{ij}$ .

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

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



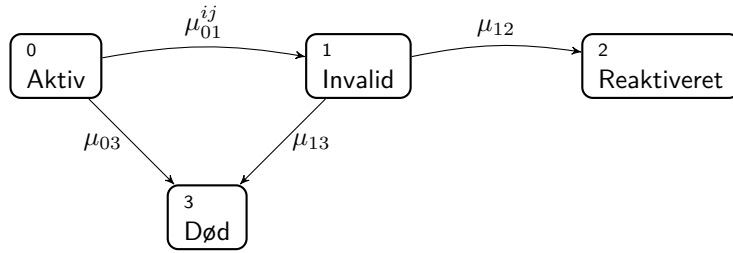
hvormed personen i perioden  $(t_k, t_{k+1}]$  har TAE-dækning i delperioden  $(\underline{\delta}_{ij,k}, \bar{\delta}_{ij,k}] \subset (t_k, t_{k+1}]$ .

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

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

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

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. invalide-tilstanden), hvis personen bliver invalid i perioden  $(\underline{\delta}_{ij,k}, \bar{\delta}_{ij,k}]$ .



Figur 2: Den simple invalide-model med separat reaktiveringstilstand, hvor der er 1 invalide-tilstand. Invalide-intensiteten  $\mu_{01}^{ij}$  afhænger af personen via personens normerede fareklasse. Mikrotarifieringsmodellen er udvidelsen af modellen til flere invalide-tiltande.

Personens fareklasse er givet ved  $f_{ij}$ , se afsnit 2.17.3, og denne skal ses relativt til andre persons fareklasse. Lad  $\bar{f}$  betegne bestandens vægtede gennemsnitlige fareklasse, som er givet ved (4.4) 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 invalide-intensitet ved

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

hvor  $\mu_{01}(x)$  er den gennemsnitlige invalide-intensitet 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  $s$ ,

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

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

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

$$V_{ij}(k|t_k) = \int_{\underline{\delta}_{ij,k}}^{\bar{\delta}_{ij,k}} e^{-\int_{t_k}^{\tau} \mu_{01}^{ij}(u) + \mu_{03}(u) du} \mu_{01}^{ij}(x_{ij} + \tau) \int_{\tau}^{n_{ij}} e^{-\int_{\tau}^{\sigma} \mu_1(x_{ij} + v, v - \tau) dv} g(l_{ij}, d_{ij}) d\sigma d\tau. \quad (4.3)$$

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 invalide-tilstanden er noteret  $\mu_1(x, u)$  og er afhængig af både alderen  $x$  og varigheden i invalide-tilstanden  $u$ , samt diagnosen.

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,

$$p_{\text{Inv}}(x, u, n) = \int_0^n e^{-\int_0^\tau \mu_1(x+v, v-u) dv} d\tau.$$

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 (approsimative) omskrivning af (4.3)

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

Approsimationen 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  $\tau > s$ ,

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

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  $\bar{f}$ . Vi bestemmer 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,

$$\begin{aligned} \Pi_{..}^{\text{“ingen fareklasse”}} &= \Pi_{..} \\ \Leftrightarrow \sum_{i,j,k} E_{ij,k} \mu_{01}(x_{ij} + t_k) p_{\text{Inv}}(x_{ij} + t_k, 0, n_{ij} - t_k) \\ &= \sum_{i,j,k} E_{ij,k} \check{f}_{ij} \mu_{01}(x_{ij} + t_k) p_{\text{Inv}}(x_{ij} + t_k, 0, n_{ij} - t_k) \\ \Leftrightarrow \bar{f} &= \frac{\sum_{i,j,k} E_{ij,k} \check{f}_{ij} \mu_{01}(x_{ij} + t_k) p_{\text{Inv}}(x_{ij} + t_k, 0, n_{ij} - t_k)}{\sum_{i,j,k} E_{ij,k} \mu_{01}(x_{ij} + t_k) p_{\text{Inv}}(x_{ij} + t_k, 0, n_{ij} - t_k)}. \end{aligned} \quad (4.4)$$

#### 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.

*Normering af resultater* Erfaringstariferingsmodellen resulterer dels i et bestandsgennemsnit  $X_{..}$  samt i et niveau for hvert enkelt firma,  $\theta_i$ . Ved anvendelse af resultaterne er firmaets afvigelse fra bestandsgennemsnittet interessant. Dette opgøres som den normerede erfaringstariferingsfaktor, som vi benævner  $\phi_i$ .

Den er givet ved

$$\phi_i = \frac{\theta_i}{X_{i..}}$$

*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 normerede erfaringstariferingsfaktor  $\phi_i$ . I praksis opgøres værdien med markedsværdigrundlaget, og herefter ganges med faktoren

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

# 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 overførelstillæg 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 fripolice-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 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:

- $y_d^{(n,g)}$  ydelserne 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 prospektive 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:

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

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 invalidepødelighed 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 bonuspotentialer. Ligeledes kan de kollektive overskudspotentialer dekomponeres i kollektivt bonuspotentialer 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 policers 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,

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

#### 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,

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

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

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

hvor  $x$  angiver alderen,  $k$  er køn og  $b$  er bestanden. 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

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

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-/indbetalingsikringsvarianter

Ved opgørelse af hensættelser til indbetalingsikringsdækninger 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 %.

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

### 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  $W^{(n,be+rm),adm\ omk\ prm}$ .

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 % 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 ægtefælle-dækninger, 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

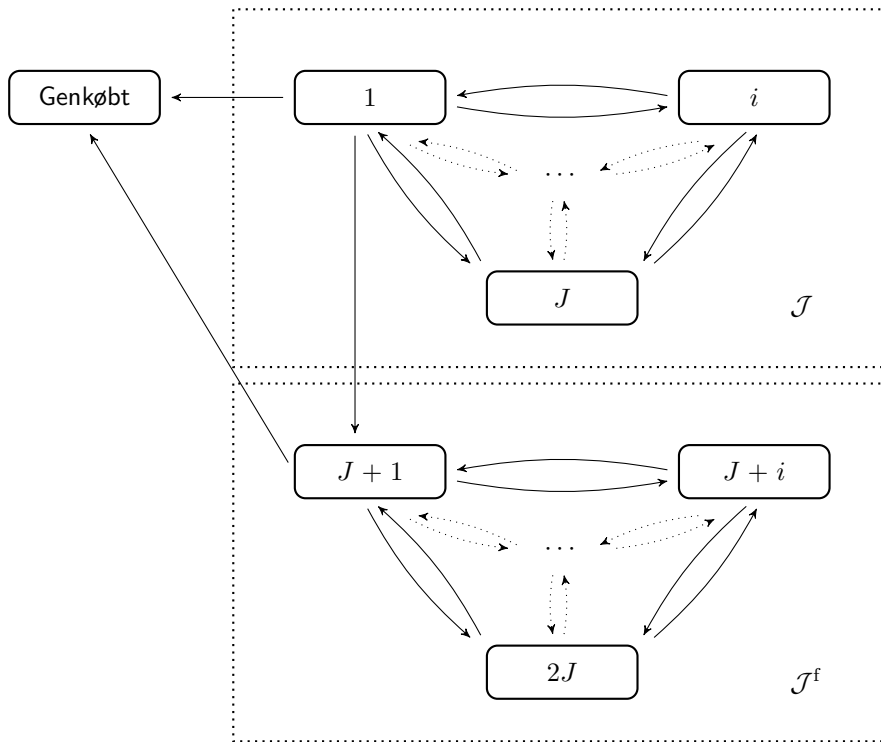
$$\mu_{x, RG, k}^{ag} = e^{\alpha_0, RG, k + \alpha_1 x + \alpha_2 x^2} \cdot \mathbf{1}_{[0,60)}(x),$$

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  $\mathcal{J} = \{\text{I live, Død}\}$ , invalidemodellen  $\mathcal{J} = \{\text{Aktiv, Invalid, Død}\}$  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 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 måneds 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 udbetalingssikring
- 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 udbetalingssikring, jf. afsnit 2.6. For pensionsordninger i forsikringsklasse III er opsparingsens værdi givet ved værdien af de tilhørende aktiver, dvs.  $V^{(n),retro} = V^{(n),A}$ .

Cashflow for en eventuelt tilknyttet udbetalingssikring 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 udbetalingssikring 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 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. Sæts 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 udbetalingssikring inklusive administrationsomkostninger og dækning til indbetalingsfri pension** beregnes som

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

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

#### **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 risikophør og præmiebetalingsophør svarende til udløb af pris aftalen for ordningen. Hvis der ikke er oplyst et udløb, anvendes et risikophør 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 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  $\gamma^{omk, \ell}$  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 opsparringen

Bruttofortjenstmargen opgøres grundlæggende som en rentemarginalsregning 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 opsparringen. Herefter justeres for udbetalings sikring.

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

Bedste skøn for bruttofortjenstmargenen før indregning af udbetalingsssikring opgøres ud fra opsparingsens størrelse, dvs. den retrospektive hensættelse  $W^{(n),retro}$ , og aftalte indbetalinger inden udløb af prisaftalen. 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 afgangsfordsætninger svarende til de estimerede genkøbsintensiteter for gennemsnitsrentemiljøets rentegruppe 1, reduceret med 10 %. Ved udløb af prisaftalen 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 udbetalingsssikring, 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 udbetalingsssikringen, 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 udbetalingsssikring 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. udbetalingsssikring og risikomargen for gruppe  $G_j$  opgøres som

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

Nutidsværdi af ydelse 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 risikooophør og præmiebetalingsophør svarende til udløb af prisaftalen for ordningen. Hvis der ikke er oplyst et ophør, anvendes et risikooophør 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 eksklusive IBNR og RBNS.

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

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

**Risikomargen for opsparingsydelser og udbetalingssikring** 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, udbetalingssikring 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, udbetalingssikring 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 udbetalingssikring, 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 indbetalingssikring, 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 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 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  $Z_{ij}(t)$ .
- $\delta_{ij}$  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

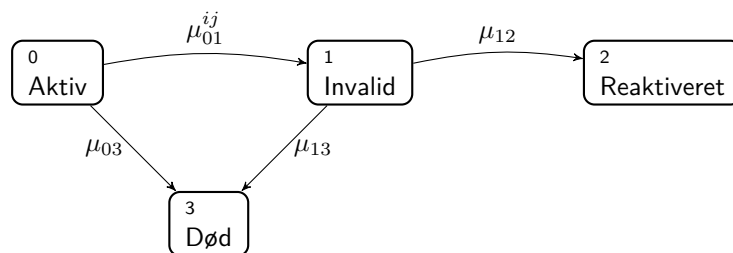
$$\begin{aligned}\bar{\delta}_{ij,k} &= (\delta_{ij} \vee t_k) \wedge t_{k+1}, \\ \underline{\delta}_{ij,k} &= (\bar{\delta}_{ij} \wedge t_{k+1}) \vee t_k,\end{aligned}$$

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

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

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

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  $(\underline{\delta}_{ij,k}, \bar{\delta}_{ij,k}]$ .



Figur 2: Invalidemodel 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  $s$ ,

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

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

$$V_{ij}(k|t_k) = \int_{\underline{\delta}_{ij,k}}^{\bar{\delta}_{ij,k}} e^{-\int_{t_k}^{\tau} \mu_{01}^{ij}(u) + \mu_{03}(u) du} \mu_{01}^{ij}(x_{ij} + \tau) \int_{\tau}^{n_{ij}} e^{-\int_{\tau}^{\sigma} \mu_1(x_{ij} + v, v - \tau) dv} d\sigma d\tau. \quad (3)$$

Formlen kan læses sådan, at personen skal blive invalid til tid  $\tau \in [\underline{\delta}_{ij,k}, \bar{\delta}_{ij,k}]$ , hvormed der vil ske en udbetaling indtil tid  $n_{ij}$ , så længe personen ikke dør eller reaktiverer. Den samlede intensitet ud af invalidetilstanden er noteret  $\mu_1(x, u)$  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,

$$p_{\text{Inv}}(x, u, n) = \int_0^n e^{-\int_0^{\tau} \mu_1(x+v, v-u) dv} d\tau.$$

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 (3)

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

Approksimationen giver en simpel metode til at udregne den forventede varighed. Bemærk, at man kunne have valgt andre approksimationer, fx ved  $\tau = t_k + \frac{1}{2}$ ,  $\tau = \bar{\delta}_{ij,k}$ , 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

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