

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

31. august 2018

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 omfatter dødelighed for de aktive, samt modellering af genkøb og fripolice.

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. august 2018. Mht. kostpriser har anmeldelsen virkning fra 1. januar 2019.

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 29. december 2017, "Justering af markedsværdigrundlag" af 30. november 2015 samt "Justering af markedsværdigrundlag" af 24. juni 2015.

Angivelse af forsikringsklasse

Livsforsikringsselskabet 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.

Livsforsikringsselskabet 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.

Aktivdødelighed i PFA Plus

I det følgende introduceres aktivdødeligheden som beskriver dødeligheden fra aktivtilstanden i en invalidemodell, og som derved adskiller sig fra gennemsnitsdødeligheden. Denne aktivdødelighed anvendes på grundformer der regnes i en invalidemodell, hvor man skelner mellem at være aktiv og invalid, og dette gælder udelukkende for PFA Plus bestanden. Denne aktivdødelighed modelleres for hele aldre x og køn s primo 2017 ved Finanstilsynets dødelighedsmodell,

$$\mu_{2017,x}^s = e^{\beta_1^s r_1(x-\frac{1}{2}) + \beta_2^s r_2(x-\frac{1}{2}) + \beta_3^s r_3(x-\frac{1}{2})} \mu_{2016,x}^{FT,s} (1 - R_x^s)^{\frac{1}{2}},$$

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.

Parametrene i modellen er baseret på data fra perioden 2012-2016, og fremgår af Tabel 1.

Køn	β_1	β_2	β_3
Mænd	0,25240	-0,89776	-
Kvinder	0,26343	-0,88031	-

Tabel 1: Anvendte parametre til opgørelse af aktivdødeligheden inkl. risikomargen for PFA Plus bestanden.

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 aktivdødelighedsintensiteten

Til opgørelse af risikomargen anvendes yderligere et risikotillæg på dødeligheden, som svarer til en reduktion af aktivdødeligheden på 5,5 %:

$${}^{\text{risk}}\mu_{t,x}^s = 0,945 \cdot \mu_{2017,x}^s (1 - R_x^s)^{t-2017}.$$

Genkøbs- og fripolicekonverteringsintensiteter i PFA Plus

For opsparingsdækninger indføres der tre intensiteter μ_{af} , μ_{ag} og μ_{fg} der hhv. er intensiteterne for fripolicekonvertering, genkøb fra aktivtilstanden og genkøb fra fripolice tilstanden.

En aktiv person med alder $x \in \mathbb{R}_+$ og køn $s \in \{\text{Mand, Kvinde}\}$ har genkøbs- og fripoliceintensitet givet ved

$$\mu_{ij}(x, s) = 1_{[15, 68]}(x) \exp\left(\alpha_s + \sum_{l=1}^7 \beta_l x^l\right),$$

hvor koefficienterne er givet i Tabel 2.

Tabel 2: Parametre til genkøbsintensiteter i Plus

Koefficienter ij	Genkøb fra aktiv ag	Genkøb fra fripolice fg	Fripolicekonvertering af
α_k	126,916119167079330055	94,679448863330222252	-36,386517618958528431
α_m	127,121125046513043344	94,819913108085046360	-36,423767748185682080
β_1	-28,086508333922822089	-21,101716370142867163	4,252996677954135052
β_2	2,375053533563014518	1,783257250523402337	-0,120769761447734339
β_3	-0,105158939388752634	-0,078363008554460920	-0,004102509229227523
β_4	0,002668780858701351	0,001969095930661787	0,000319918174535532
β_5	-0,000039134601777862	-0,000028574830546885	-0,000007555597771774
β_6	0,000000308503838126	0,000000223012648900	0,000000080034116132
β_7	-0,000000001011705781	-0,000000000724816247	-0,000000000323246821

Genkøbsintensiteter i KR

Genkøbsintensiteten er specificeret for forskellige aldersintervaller og opskrives her med indikatorfunktioner

$$\mu_{x, RG, k}^{\text{ag}} = \tilde{\mu}_{20, RG, k}^{\text{ag}} \cdot 1_{(x \leq 20)} + \tilde{\mu}_{x, RG, k}^{\text{ag}} \cdot 1_{(20 < x \leq 62)} + \tilde{\mu}_{62, RG, k}^{\text{ag}} \cdot 1_{(62 < x \leq 65)}$$

hvor $\tilde{\mu}_{x, RG, k}^{\text{ag}}$ modelleres ved en Poisson-regression med følgende parametrisering:

$$\tilde{\mu}_{x, RG, k}^{\text{ag}} = e^{\alpha_{0, RG, k} + \alpha_1 x + \alpha_2 x^2}.$$

Her er x alderen og $RG \in \{0, 1, 2, 3, 4\}$ rentegruppen, hvor $RG = 0$ består af policer uden for kontribution; $\alpha_{0, RG, k}$ afhænger af rentegruppe og køn, dog uden vekselvirkning disse imellem, mens α_1 og α_2 er fælles for alle rentegrupper og begge køn. Førstnævnte betyder, at $\alpha_{0, RG, k}$ har formen $\alpha_{0, RG, k} = \tilde{\alpha}_{RG} + \tilde{\alpha}_k$.

Parametrene er baseret på data fra 2012-2017, og fremgår af Tabel 3.

Tabel 3: Parametre til kønsopdelte genkøbsintensiteter.

Køn	Rentegruppe	$\alpha_{0, RG, k}$	α_1	α_2
Kvinde	0, 3, 4	-5.826229	0.0767416	-0.0011642
Kvinde	1	-4.546202	0.0767416	-0.0011642
Kvinde	2	-4.892696	0.0767416	-0.0011642
Mand	0, 3, 4	-5.589051	0.0767416	-0.0011642
Mand	1	-4.309023	0.0767416	-0.0011642
Mand	2	-4.655517	0.0767416	-0.0011642

Unisex-genkøbsintensiteten er givet ved følgende parametrisering,

$$\mu_{x, RG}^{\text{ag}} = \tilde{\mu}_{20, RG}^{\text{ag}} \cdot 1_{(x \leq 20)} + \tilde{\mu}_{x, RG}^{\text{ag}} \cdot 1_{(20 < x \leq 62)} + \tilde{\mu}_{62, RG}^{\text{ag}} \cdot 1_{(62 < x \leq 65)}$$

Tabel 4: Parametre til unisex genkøbsintensitet.

Køn	Rentegruppe	$\alpha_{0, RG, k}$	α_1	α_2
Unisex	0, 3, 4	-5.744627	0.0778235	-0.0011605
Unisex	1	-4.464796	0.0778235	-0.0011605
Unisex	2	-4.813128	0.0778235	-0.0011605

hvor

$$\tilde{\mu}_{x, RG}^{\text{ag}} = e^{\alpha_{0, RG} + \alpha_1 x + \alpha_2 x^2}.$$

Parametrene er angivet i Tabel 4.

Fripoliceintensiteter i KR

Fripoliceintensiteten er specificeret for forskellige aldersintervaller og opskrives her med indikatorfunktioner

$$\mu_{x, RG, k}^{\text{af}} = \tilde{\mu}_{23, RG, k}^{\text{af}} \cdot 1_{(x \leq 23)} + \tilde{\mu}_{x, RG, k}^{\text{af}} \cdot 1_{(23 < x \leq 62)} + \tilde{\mu}_{62, RG, k}^{\text{af}} \cdot 1_{(62 < x \leq 67)}$$

hvor $\tilde{\mu}_{x, RG, k}^{\text{af}}$ modelleres ved en Poisson-regression med følgende parametrisering:

$$\tilde{\mu}_{x, RG, k}^{\text{af}} = e^{\alpha_{0, RG, k} + \alpha_1 x + \alpha_2 x^2 + \alpha_3 x^3}.$$

Her er x alderen og $RG \in \{0, 1, 2, 3, 4\}$ rentegruppen, hvor $RG = 0$ består af policer uden for kontribution; $\alpha_{0, RG, k}$ afhænger af rentegruppe og køn, dog uden vekselvirkning disse imellem, mens α_1 , α_2 og α_3 er fælles for alle rentegrupper og begge køn. Førstnævnte betyder, at $\alpha_{0, RG, k}$ har formen $\alpha_{0, RG, k} = \tilde{\alpha}_{RG} + \tilde{\alpha}_k$.

Parametrene er baseret på data fra 2012-2017, og fremgår af Tabel 5.

Tabel 5: Parametre til kønsopdelte fripoliceintensiteter.

Køn	Rentegruppe	$\alpha_{0, RG, k}$	α_1	α_2	α_3
Kvinde	0, 3, 4	7.072913	-0.6324673	0.0144736	-0.0001137
Kvinde	1	8.221072	-0.6324673	0.0144736	-0.0001137
Kvinde	2	7.539181	-0.6324673	0.0144736	-0.0001137
Mand	0, 3, 4	7.158422	-0.6324673	0.0144736	-0.0001137
Mand	1	8.306581	-0.6324673	0.0144736	-0.0001137
Mand	2	7.624690	-0.6324673	0.0144736	-0.0001137

Unisex-fripoliceintensiteten er givet ved følgende parametrisering,

$$\mu_{x, RG}^{\text{af}} = \tilde{\mu}_{23, RG}^{\text{af}} \cdot 1_{(x \leq 23)} + \tilde{\mu}_{x, RG}^{\text{af}} \cdot 1_{(23 < x \leq 62)} + \tilde{\mu}_{62, RG}^{\text{af}} \cdot 1_{(62 < x \leq 67)}$$

hvor

$$\tilde{\mu}_{x, RG}^{\text{af}} = e^{\alpha_{0, RG} + \alpha_1 x + \alpha_2 x^2 + \alpha_3 x^3}.$$

Parametrene fremgår af Tabel 6.

Tabel 6: Parametre til unisex fripoliceintensitet.

Køn	Rentegruppe	$\alpha_{0, RG, k}$	α_1	α_2	α_3
Unisex	0, 3, 4	7.048493	-0.6276952	0.0143548	-0.0001126
Unisex	1	8.195685	-0.6276952	0.0143548	-0.0001126
Unisex	2	7.513929	-0.6276952	0.0143548	-0.0001126

Redegørelse for de juridiske konsekvenser for forsikringstagerne

Livsforsikringsselskabet skal redegøre for de juridiske konsekvenser for den enkelte forsikringstager og andre berettigede efter forsikringsaftalerne jf. bekendtgørelsens § 2, stk. 6. Er der ingen konsekvenser, skal livsforsikringsselskabet redegøre herfor.

Der er ingen juridiske konsekvenser for forsikringstagerne.

Redegørelse for de økonomiske konsekvenser for forsikringstagerne

Livsforsikringsselskabet skal redegøre for de økonomiske konsekvenser for de enkelte forsikringstagere og andre berettigede efter forsikringsaftalerne, jf. bekendtgørelsens § 2, stk. 6. Er der ingen konsekvenser, skal livsforsikringsselskabet redegøre herfor. Redegørelsen skal som minimum overholde kravene i bekendtgørelsens § 3, stk. 1, og stk. 3-5.

Der er ingen direkte økonomiske konsekvenser for forsikringstagerne. Ændringerne i opgørelsen af de garanterede ydelser i gennemsnitsrente vil påvirke opgørelsen af overførselstillæg ved overførsel fra gennemsnitsrente til PFA Plus og PFA Bank, således at nogle vil opleve et større og nogle vil opleve et mindre overførselstillæg.

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

Redegørelse for de juridiske konsekvenser for forsikringsselskabet

Livsforsikringsselskabet skal redegøre for de juridiske konsekvenser for livsforsikringsselskabet, jf. bekendtgørelsens § 2, stk. 7. Er der ingen konsekvenser, skal livsforsikringsselskabet redegøre herfor. Redegørelsen kan alternativt anføres i "Redegørelse i henhold til § 6, stk. 1.", jf. bekendtgørelsens § 6, stk. 1.

Der er ingen juridiske konsekvenser for PFA Pension.

Redegørelse for de økonomiske og aktuariemæssige konsekvenser for livsforsikringsselskabet

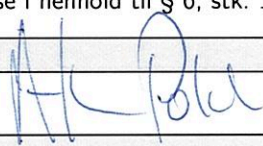
Livsforsikringsselskabet skal redegøre for de økonomiske og aktuariemæssige konsekvenser for livsforsikringsselskabet, jf. bekendtgørelsens § 2, stk. 6. Er der ingen konsekvenser, skal livsforsikringsselskabet redegøre for herfor.

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

Allan Polack



Dato og underskrift

31. august 2018

Navn

Peter Holm Nielsen



Dato og underskrift

31. august 2018

Teknisk grundlag: Hensættelsesgrundlag

~~10-31. januar~~ august 2018

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.

Enhedscashflow for ydelser

Vi anvender følgende notation for enhedscashflowet for ydelser på en krone for koncessionsnummer d :

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

Enhedscashflowet 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 ℓ 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 ℓ 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 ℓ 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 γ^{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

1.23.1 Hensættelser for policer, der er konverteret til U17

For policer, der er konverteret til beregningsgrundlaget U17, jf. Teknisk grundlag afsnit 1.17, anvendes i en midlertidig periode en skønsmæssige opgørelse af hensættelserne, idet der tages udgangspunkt i policedata fra umiddelbart før konverteringstidspunktet. Herfra foretages et regnskabsmæssigt skøn baseret på renteudviklingen mv.

1.23.2 Hensættelser til fejlpolicer

Ved opgørelsen af de garanterede ydelser på baggrund af oplysninger om ydelser og præmier i forsikringssystemet, tillagt korrektioner, gennemføres en kontrol af sammenhængen mellem forsikringssystemets oplysninger om præmier, ydelser og 1. ordens reserver. For policer, hvor denne sammenhæng ikke kan dokumenteres i det program, der anvendes ved opgørelse af hensættelser til markedsværdi, er det ikke muligt at lave en præcis opgørelse af de garanterede ydelser. Programmet leverer i denne situation depotet i forsikringssystemet som garanteret ydelse. Der er udarbejdet et skøn over den fejl, der begås på denne måde, baseret på den gennemsnitlige forskel på den garanterede ydelse og depotet i rentegruppen. Dette skøn tillægges de garanterede ydelser i regnskabet, og der holdes løbende øje med, at fejlen er af begrænset størrelse.

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 :

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

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

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

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

Disse yderligere komponenter er beskrevet i afsnit 1.27.

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

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

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

Risikomargenen defineres ved at summere over alle policer n :

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

1.24.2 Overskudspotentialer

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

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

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

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

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

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

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

og på bestandsniveau defineres overskudspotentialerne indeholdt i de retrospektive hensættelser,

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

Overskuddet pr. police kan nu fastsættes til

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

De kollektive overskudspotentialer findes ved

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

1.24.3 Fortjenstmargen

Bruttofortjenstmargenen defineres som

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

Fortjenstmargenen defineres som

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

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

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

Type 1 Fortjenstmargen indeholdt i en policies egen retrospektive hensættelse

Type 2 Fortjenstmargen der ikke er indeholdt i de retrospektive hensættelser

Type 3 Fortjenstmargen indeholdt i andre policies retrospektive hensættelser

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

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

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

Fortjenstmargen af type 1 findes ved

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

Fortjenstmargen af type 2 findes ved

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

Fortjenstmargen af type 3 kan på bestandsniveau findes residualt,

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

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

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

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

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

1.24.4 Bonuspotentialer

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

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

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

Det individuelle bonuspotentiale findes residualt ved

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

og ligeledes findes det kollektive bonuspotentiale residualt,

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

De forsikringsmæssige hensættelser defineres som

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

Livsforsikringshensættelserne defineres som

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

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

Den akkumulerede værdiregulering for bestanden defineres som

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

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

1.26 Grundlagselementer i markedsværdigrundlaget

1.26.1 Forsikringsrisiko

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

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.

Parameterestimerterne i modellen er baseret på data fra perioden 2012-2016. Resultatet af analysen fremgår af Tabel 2.

	Mænd	Kvinder
β_1	0,00124303	0,06003217
β_2	-0,10860913	-0,08145876
β_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

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

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 7.7 A.1 i den fortrolige del af det tekniske grundlag.

Aktivdødelighed i PFA Plus

Dødeligheden for de aktive (dvs ikke-invalid) er opgjort ved Finanstilsynets dødelighedsmodel, hvilket er samme metode som for den samlede bestandsdødelighed for PFA Pension som beskrevet ovenfor. Det vil sige, der anvendes det kønsafhængige benchmark for den nuværende observerede dødelighed medio 2016 og senest forventede fremtidige levetidsforbedringer (med 20 års data) offentliggjort af Finanstilsynet d. 22. september 2017. Parametrene er baseret på data fra perioden 2012-2016, og fremgår af Tabel 4.

Køn	β_1	β_2	β_3
Mænd	0,25240	-0,89776	-
Kvinder	0,26343	-0,88031	-

Tabel 4: Anvendte parametre til opgørelse af aktivdødeligheden inkl. risikomargen for PFA Plus bestanden.

Invaliddødeligheden

Invaliddødelighedsintensiteten 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 $k \in \{KR, PFA Plus\}$, er invalide dødelighedsintensiteten 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 5 nedenfor. For generelt tidspunkt $t > 2017$, har vi som i mikrotarifieringsmodellen at invalide dødelighedsintensiteten 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
α_2	-8.2733692	-8.2733692	-8.2733692
$\beta_{1,s}$	0.056433	0.056433	0.0599713
β_2	0.0644855	0.0644855	0.0644855
$\theta_{1,s}$	-0.3648024	-0.3648024	-0.3655733

Tabel 5: 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 $o \in \{Ej\text{ Opfyldning}, \text{Opfyldning}\}$ 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 6-8 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 6: Koefficienter for intercept β , kildeeffekt β_k , kønseffekt β_s og deres interaktion $\beta_{s,k}$ hvor køn $s \in \{M, K\}$ og kildesystem $k \in \{KR, PFA Plus\}$. Intercept-parametrene β skal altid medtages.

β	β_{KR}	$\beta_{M,KR}$	β_M
0.7735892	35.77479	0.0069018	21.92626

Unisex-invalideintensiteten for KR i den simple model

Til beregningerne af overførselstillæg anvendes en unisex-invalideintensitet for KR. For et forsikret individ med alder $x \in [25, 67]$ i kildesystemet KR er unisex-invalideintensiteten i den simple model givet ved

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

Tabel 7: Koefficienterne for aldersafhængige polynomier γ_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 γ_p) skal altid medtages.

Alderspolynomieorden	$\gamma_{KR,p}$	$\gamma_{M,p}$	γ_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 8: Koefficienter $\eta_{Ej\text{ Opfyldning}}$ er koefficienten for ej opfyldningsprodukt, τ er kalenderårsjusteringer. I markedsværdigrundlaget benyttes 2015/2016 som kalenderårsbaseline, og τ 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

hvor x er alderen i år. For alder under 25 år anvendes den fittede værdi til alder 25 og tilsvarende for ældre 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 9 nedenfor. Intensiteterne er estimeret på baggrund af data fra perioden 2012-2016.

Tabel 9: Alderspolynomie-koefficienter α_k , hvor k er orden, og intercept-koefficienten $\alpha = \alpha_0$.

α_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 $k \in \{KR, PFA\ Plus\}$ 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 10 nedenfor.

k	KR	PFA Plus
ϕ_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
β_1	-0.0353174	-0.0353174
β_2	-0.0980347	-0.0980347
θ_1	-0.4873053	-0.4873053
$\theta_{2,k}$	-0.7997284	-1.3608787
$\theta_{3,k}$	7.1978243	3.7527627

Tabel 10: Denne tabel beskriver koefficientværdierne til reaktiveringsintensiteten i den simple model gældende for forsikrede i kildesystemerne KR og PFA Plus.

For kollektive risikoelementer anvendes 1. ordens G82-satser.

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 11.

Præmiefritagelsesvariant	902	911	912
Hensættelsesfaktor	1	1	0,97

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

I de resterende tilfælde er faktorerne opgjort i Tabel 12.

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

1.26.2 Administrationsomkostninger

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

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

og

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

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

Der defineres tilsvarende størrelser inklusive risikomargen, $W^{(n,be+rm),adm\ omk\ frp}$ og $W^{(n,be+rm),adm\ omk\ prm}$. 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 EIOPA's rentekurve uden VA-tillæg. Når EIOPA's rentekurve er offentliggjort, foretages en ny beregning, og opgjorte størrelser der afviger væsentligt korrigeres.

1.26.4 Adfærdsvariable

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

Det generelle tilstandsrum for Markov og semi-Markov modellerne er illustreret i Figur 1. For en invalidemodel fører dette specielt til den velkendte 7-tilstandsmodel. For mere generelle forsikringsdækninger, fx kollektive ægtefælledækninger, tilføjes mulighed fra 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.

Genkøbsintensiteter bestemt ved Genkøbs- og fripolicekonverteringsintensiteter i PFA Plus
 For opsparingsdækninger indføres der tre intensiteter μ_{af} , μ_{ag} og μ_{ig} der hhv. er intensiteterne for fripolicekonvertering, genkøb fra aktivtilstanden og genkøb fra fripolice tilstanden.

En aktiv person med alder $x \in \mathbb{R}_+$ og køn $s \in \{\text{Mand, Kvinde}\}$ har genkøbs- og fripoliceintensitet givet ved

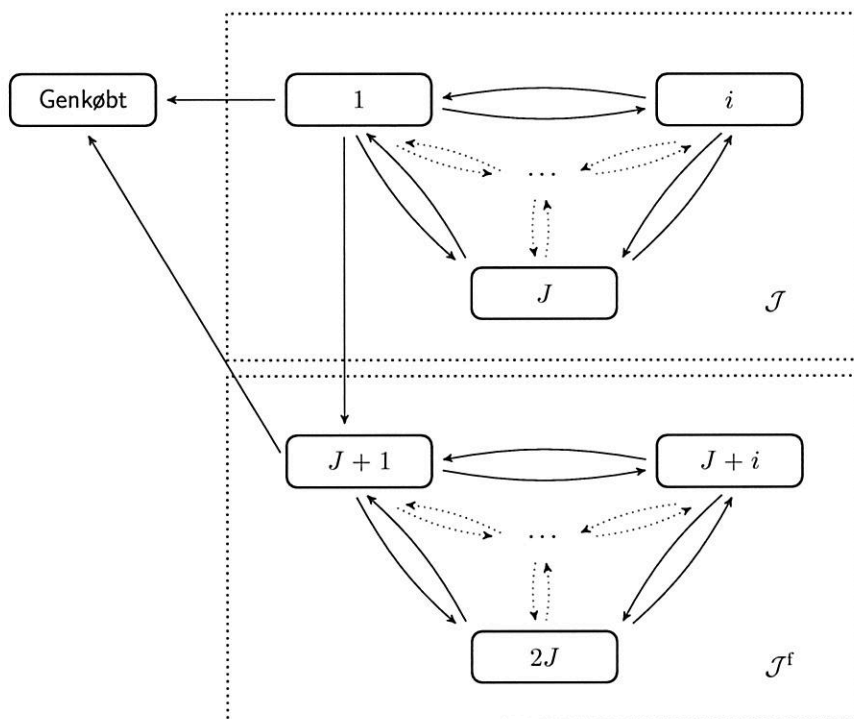
$$\mu_{x, RG, k}^{ag}(x, s) = e^{\alpha_0, RG, k + \alpha_1 x + \alpha_2 x^2} \cdot \mathbf{1}_{[0,60]} \mathbf{1}_{[15,68]}(x) \exp(\alpha_s + \sum_{l=1}^7 \beta_l x^l),$$

hvor koefficienterne er givet i Tabel 13.

Genkøbsintensiteter i KR

Genkøbsintensiteten er specificeret for forskellige aldersintervaller og opskrives her med indikatorfunktioner

$$\mu_{x, RG, k}^{ag} = \tilde{\mu}_{20, RG, k}^{ag} \cdot \mathbf{1}_{(x \leq 20)} + \tilde{\mu}_{x, RG, k}^{ag} \cdot \mathbf{1}_{(20 < x \leq 62)} + \tilde{\mu}_{62, RG, k}^{ag} \cdot \mathbf{1}_{(62 < x \leq 65)}$$



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 $\mathcal{J} = \{1 \text{ live}, \text{Død}\}$, invalidmodellen $\mathcal{J} = \{\text{Aktiv}, \text{Invalid}, \text{Død}\}$ 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.

hvor $\tilde{\mu}_{x, RG, k}^{\text{ag}}$ modelleres ved en Poisson-regression med følgende parametrisering:

$$\tilde{\mu}_{x, RG, k}^{\text{ag}} = e^{\alpha_{0, RG, k} + \alpha_1 x + \alpha_2 x^2}.$$

Her er x alderen og $RG \in \{0, 1, 2, 3, 4\}$ rentegruppen, hvor $RG = 0$ består af policer uden for kontribution; $\alpha_{0, RG, k}$ afhænger af rentegruppe og køn, dog uden vekselvirkning disse imellem, mens α_1 og α_2 er fælles for alle rentegrupper og begge køn. Førstnævnte betyder, at $\alpha_{0, RG, k}$ har formen $\alpha_{0, RG, k} = \tilde{\alpha}_{RG} + \tilde{\alpha}_k$.
~~De kønsafhængige parametre~~

Parametrene er baseret på data fra 2012-2017, og fremgår af ~~Tabel ??~~, Tabel 14.

Unisex-genkøbsintensiteten er givet ved følgende parametrisering,

$$\mu_{x, RG}^{\text{ag}} = \tilde{\mu}_{20, RG}^{\text{ag}} \cdot 1_{(x \leq 20)} + \tilde{\mu}_{x, RG}^{\text{ag}} \cdot 1_{(20 < x \leq 62)} + \tilde{\mu}_{62, RG}^{\text{ag}} \cdot 1_{(62 < x \leq 65)}$$

hvor

$$\tilde{\mu}_{x, RG}^{\text{ag}} = e^{\alpha_{0, RG} + \alpha_1 x + \alpha_2 x^2}.$$

Parametrene er angivet i Tabel 15.

Fripoliceintensiteter i KR

Fripoliceintensiteten er specificeret for forskellige aldersintervaller og opskrives her med indikatorfunktioner

Tabel 13: Parametre til genkøbsintensiteter i Plus

Koefficienter i, j	Genkøb fra aktiv ag	Genkøb fra fripolice fg	Fripolicekonvertering af
α_k	126,916119167079330055	94,679448863330222252	-36,386517618958528431
α_m	127,121125046513043344	94,819913108085046360	-36,423767748185682080
β_1	-28,086508333922822089	-21,101716370142867163	4,252996677954135052
β_2	2,375053533563014518	1,783257250523402337	-0,120769761447734339
β_3	-0,105158939388752634	-0,078363008554460920	-0,004102509229227523
β_4	0,002668780858701351	0,001969095930661787	0,000319918174535532
β_5	-0,000039134601777862	-0,000028574830546885	-0,000007555597771774
β_6	0,000000308503838126	0,000000223012648900	0,000000080034116132
β_7	-0,000000001011705781	-0,000000000724816247	-0,000000000323246821

Tabel 14: Parametre til kønsopdelte genkøbsintensiteter.

Køn	Rentegruppe	$\alpha_{0, RG, k}$	α_1	α_2
Kvinde	0, 3, 4	-5,826229	0,0767416	-0,0011642
Kvinde	1	-4,546202	0,0767416	-0,0011642
Kvinde	2	-4,892696	0,0767416	-0,0011642
Mand	0, 3, 4	-5,589051	0,0767416	-0,0011642
Mand	1	-4,309023	0,0767416	-0,0011642
Mand	2	-4,655517	0,0767416	-0,0011642

Tabel 15: Parametre til unisex genkøbsintensitet.

Køn	Rentegruppe	$\alpha_{0, RG, k}$	α_1	α_2
Unisex	0, 3, 4	-5,744627	0,0778235	-0,0011605
Unisex	1	-4,464796	0,0778235	-0,0011605
Unisex	2	-4,813128	0,0778235	-0,0011605

$$\mu_{x, RG, k}^{\text{af}} = \tilde{\mu}_{23, RG, k}^{\text{af}} \cdot 1_{(x \leq 23)} + \tilde{\mu}_{x, RG, k}^{\text{af}} \cdot 1_{(23 < x \leq 62)} + \tilde{\mu}_{62, RG, k}^{\text{af}} \cdot 1_{(62 < x \leq 67)}$$

hvor $\tilde{\mu}_{x, RG, k}^{\text{af}}$ modelleres ved en Poisson-regression med følgende parametrisering:

$$\tilde{\mu}_{x, RG, k}^{\text{af}} = e^{\alpha_{0, RG, k} + \alpha_1 x + \alpha_2 x^2 + \alpha_3 x^3}$$

Her er x alderen og $RG \in \{0, 1, 2, 3, 4\}$ rentegruppen, hvor $RG = 0$ består af policer uden for kontribution; $\alpha_{0, RG, k}$ afhænger af rentegruppe og køn, dog uden vekselvirkning disse imellem, mens α_1, α_2 og unisex-parametre α_3 er fælles for alle rentegrupper og begge køn. Førstnævnte betyder, at $\alpha_{0, RG, k}$ har formen $\alpha_{0, RG, k} = \tilde{\alpha}_{RG} + \tilde{\alpha}_k$.

Parametrene er baseret på data fra 2012-2017, og fremgår af Tabel ?? Tabel 16.

Unisex-fripoliceintensiteten er givet ved følgende parametrisering,

$$\mu_{x, RG}^{\text{af}} = \tilde{\mu}_{23, RG}^{\text{af}} \cdot 1_{(x \leq 23)} + \tilde{\mu}_{x, RG}^{\text{af}} \cdot 1_{(23 < x \leq 62)} + \tilde{\mu}_{62, RG}^{\text{af}} \cdot 1_{(62 < x \leq 67)}$$

hvor

$$\tilde{\mu}_{x, RG}^{\text{af}} = e^{\alpha_{0, RG} + \alpha_1 x + \alpha_2 x^2 + \alpha_3 x^3}$$

Tabel 16: Parametre til kønsopdelte fripoliceintensiteter.

Køn	Rentegruppe	$\alpha_{0,BG,k}$	α_1	α_2	α_3
Kvinde	0, 3, 4	7.072913	-0.6324673	0.0144736	-0.0001137
Kvinde	1	8.221072	-0.6324673	0.0144736	-0.0001137
Kvinde	2	7.539181	-0.6324673	0.0144736	-0.0001137
Mand	0, 3, 4	7.158422	-0.6324673	0.0144736	-0.0001137
Mand	1	8.306581	-0.6324673	0.0144736	-0.0001137
Mand	2	7.624690	-0.6324673	0.0144736	-0.0001137

Tabel 17: Parametre til unisex fripoliceintensitet.

Køn	Rentegruppe	$\alpha_{0,BG,k}$	α_1	α_2	α_3
Unisex	0, 3, 4	7.048493	-0.6276952	0.0143548	-0.0001126
Unisex	1	8.195685	-0.6276952	0.0143548	-0.0001126
Unisex	2	7.513929	-0.6276952	0.0143548	-0.0001126

Parametrene fremgår af Tabel 17.

Fripolicefaktoren

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

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

Hvis Fripolicefaktoren regnes pr. skattekode, og 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, aktivdødelighed, invalidedødelighed, invaliditet, reaktivering, genkøb, samt kollektive intensiteter.

Risikomargen vedrørende dødelighed er modelleret ved en reduktion af dødeligheden på 5,5 %.

Risikomargen vedrørende aktivdødelighed er modelleret ved en reduktion af dødeligheden på 5,5 %.

Risikomargen vedrørende invalidedødelighed er modelleret ved en reduktion af dødeligheden på 5,5 % for gennemsnitsrentemiljøet og 20 % for PFA Plus.

Risikomargen vedrørende invalideintensiteten består af en forøgelse på 5 % for gennemsnitsrentemiljøet og 16 % 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 -ØÇô og måske heller ikke afgjorte -ØÇô 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 og fortjenstmargen 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. Der anvendes afgangsforsudsætninger som beskrevet i afsnit 1.26.4.

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

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

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

Nutidsværdi af ydelser og præmier vedrørende forsikringsdækninger, 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 δ_ℓ (efter PAL), som indgår ved beregning af nutidsværdien af de forventede udbetalinger forbundet med forsikringsdækningerne. Den anden sats $\gamma^{omk,\ell}$ ganges med præmieaktivet og svarer til en procentdel af de betalte priser.

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

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

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

4.2 Risikomargen og fortjenstmargen

4.2.1 Risikomargen

Risikomargen knyttet til livsforsikringsdækninger defineres som

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

4.2.2 Hensættelser til opsparingsydelse og risikomargen knyttet til opsparingen

Bruttofortjenstmargen opgøres grundlæggende som en rentemarginalsberging baseret på det fremtidige afkast fra unit-link depotene. 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 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 afgangsforsudsætninger svarende til de estimerede genkøbsintensiteter for gennemsnitsrentemiljøets rentegruppe 1, reduceret med 10 %. Ved udløb af prisaftalen indregnes yderligere en sandsynlighed på 50 % for genkøb.~~ 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 0,21 %.

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 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 risikooophør og præmiebetalingsophør svarende til udløb af prisftalen 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 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 $\hat{O}\hat{C}\hat{o}$ og måske heller ikke afgjorte $\hat{O}\hat{C}\hat{o}$ 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 erhvervsvevne-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 (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.

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

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

Når en person skifter til invalidetilstanden 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

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

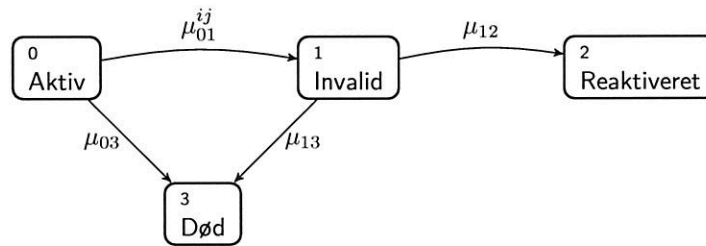
hvormed personen i perioden $(t_k, t_{k+1}]$ har TAE-dækning i delperioden $(\delta_{ij,k}, \bar{\delta}_{ij,k}] \subset (t_k, t_{k+1}]$.

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

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

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

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. invalidetilstanden), hvis personen bliver invalid i perioden $(\delta_{ij,k}, \bar{\delta}_{ij,k}]$.



Figur 2: Den simple invalide-model med separat reaktiveringstilstand, hvor der er 1 invalidetilstand. Invalideintensiteten μ_{01}^{ij} afhænger af personen via personens normerede fareklasse. Mikrotariferingsmodellen er udvidelsen af modellen til flere invalidetiltande.

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 (4.4) 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 ,

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

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

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

$$V_{ij}(k|t_k) = \int_{\delta_{ij,k}}^{\bar{\delta}_{ij,k}} e^{-\int_{t_k}^{\tau} \mu_{01}^{ij}(u) + \mu_{03}(u) du} \mu_{01}^{ij}(x_{ij} + \tau) \int_{\tau}^{n_{ij}} e^{-\int_{\tau}^{\sigma} \mu_{1 \cdot}(x_{ij} + v, v - \tau) dv} g(l_{ij}, d_{ij}) d\sigma d\tau. \quad (4.3)$$

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

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

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

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

Med dette laves følgende (approximative) omskrivning af (4.3)

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

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

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

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

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 $(t_k, t_{k+1}]$,

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

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,

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

Nævneren $V_{\cdot}(k|t_k)$ fungerer som normering, og vi anvender følgende notation,

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

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,

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

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 Π_{ik} optræder som normeringskonstant.

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

Den er givet ved

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

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 ϕ_i . I praksis opgøres værdien med markedsværdigrundlaget, og herefter ganges med faktoren

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