



Organização Pan-Americana da Saúde
Organização Mundial da Saúde



Nº do contrato OPAS: CON17-00023419

PRODUTO 2 – DOCUMENTO TÉCNICO CONTENDO A METODOLOGIA UTILIZADA PARA ESTIMAÇÃO DO CAPITAL BASEADO NO RISCO DE SUBSCRIÇÃO NO SETOR DE SAÚDE SUPLEMENTAR, AS ESTIMATIVAS DE CAPITAL PARA TODAS AS OPERADORAS MÉDICO-HOSPITALARES E ODONTOLÓGICAS QUE NÃO ESTEJAM EM REGIME ESPECIAL NA DATA DE COLETA DOS DADOS E APRESENTAÇÃO DA METODOLOGIA E DOS RESULTADOS EM SEMINÁRIO INTERNO PARA SERVIDORES DA ANS

SILCON ESTUDOS ECONOMICOS LTDA-ME

C 90 ANS OPAS – 1º TA

14/03/2018



Organização Pan-Americana da Saúde
Organização Mundial da Saúde



TERMO DE COOPERAÇÃO 90 – OPAS/OMS – ANS/MS

IDENTIFICAÇÃO DO PRODUTO

Nº do Contrato: CON17-00023419

Nº Produto: 02

Nome do Produto: Documento técnico contendo a metodologia utilizada para estimação do capital baseado no risco de subscrição no setor de saúde suplementar, as estimativas de capital para todas as operadoras médico-hospitalares e odontológicas que não estejam em regime especial na data de coleta dos dados e apresentação da metodologia e dos resultados em seminário interno para servidores da ANS.

Organismo Financiador: OPAS/OMS

Nome do Contratado: SILCON ESTUDOS ECONOMICOS LTDA-ME

Atividade e Resultado: Resultado 2 - Aprimoramento das ações Regulatórias para a sustentabilidade do setor de Saúde Suplementar

Atividade 2.3. Estudos, assessorias e consultorias para análise de tendências e construção de cenários sobre a evolução do mercado de saúde suplementar.

Resumo: Como parte do Produto 2 do contrato CON17-00023419 do projeto de desenvolvimento de modelo para avaliação do risco de subscrição das Operadoras de Planos Privados de Assistência à Saúde, é apresentado neste documento a metodologia utilizada para estimação do capital baseado no risco de subscrição no setor de saúde suplementar, as estimativas de capital para todas as operadoras médico-hospitalares e odontológicas que não estejam em regime especial na data de coleta dos dados e a apresentação da metodologia e dos resultados em seminário interno para servidores da ANS.

Palavras Chave: Capital de Risco de Subscrição

Sumário

1.	INTRODUÇÃO	1
2.	RISCO DE PRECIFICAÇÃO	2
2.1.	CONSIDERAÇÕES GERAIS	2
2.2.	ESTIMAÇÃO	5
2.3.	SIMULAÇÃO.....	8
2.4.	FATORES DE RISCO	10
2.5.	CÁLCULO DO CAPITAL	12
2.6.	DIFERENCIAÇÃO DO RISCO CONSIDERANDO O PORTE DAS OPS	13
3.	RISCO DE PROVISIONAMENTO.....	16
3.1.	CONSIDERAÇÕES GERAIS	16
3.2.	DEFINIÇÃO DAS CARTEIRAS	17
3.3.	DETALHAMENTO DO MODELO	21
3.4.	OTIMIZAÇÃO DOS FATORES.....	26
3.5.	DIFERENCIAÇÃO DO RISCO POR PORTE.....	29
4.	RISCO DE REMISSÃO.....	31
4.1.	CONSIDERAÇÕES GERAIS	31
4.2.	DETALHAMENTO DO MODELO	34
4.2.1.	REMISSÃO POR PRAZO CERTO.....	34
4.2.2.	REMISSÃO VITALÍCIA.....	37
5.	RISCO DE REMIDOS	43
5.1.	CONSIDERAÇÕES GERAIS	43
5.2.	DETALHAMENTO DO MODELO	45
5.2.1.	REMIDOS POR PRAZO CERTO	45
5.2.2.	REMIDOS VITALICIAMENTE.....	48

6.	RISCO DE PSL-SUS	53
6.1.	CONSIDERAÇÕES GERAIS	53
6.2.	DETALHAMENTO DO MODELO	54
7.	AGREGAÇÃO FINAL DOS RISCOS	57
8.	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	60
9.	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	61
ANEXO A – APRESENTAÇÃO DA METODOLOGIA E DOS RESULTADOS EM SEMINÁRIO INTERNO PARA SERVIDORES DA ANS		62
ANEXO B – FATORES ALTERNATIVOS PARA O RISCO DE PROVISIONAMENTO		63
B.1 -	CONSIDERAÇÕES INICIAIS	63
B.2 –	DETERMINAÇÃO DOS FATORES.....	63
ANEXO C – FATORES ALTERNATIVOS PARA O RISCO DE REMISSÃO E REMIDOS.....		67
C.1 -	CONSIDERAÇÕES INICIAIS	67
C.2 –	DETERMINAÇÃO DOS FATORES.....	68

1. INTRODUÇÃO

Como Produto 2 do contrato CON17-00023419 do projeto de desenvolvimento de modelo para avaliação do risco de subscrição das Operadoras de Planos Privados de Assistência à Saúde apresentamos, neste relatório, todos os documentos relacionados a segunda etapa do projeto.

Nas seções 2 e 3, apresentamos respectivamente os modelos definidos para o risco de precificação e provisionamento, que são os que apresentam maior representatividade no risco de subscrição. Já nas seções 4, 5 e 6, detalhamos os modelos de mensuração de riscos dos contratos com cláusula de remissão, já remidos e para os riscos da PSL-SUS. Na seção 7, descrevemos como todos os riscos serão agregados na formulação padrão. E, por fim, na seção 8, tecemos algumas considerações finais. A seção 9, listamos as referências bibliográficas.

Destaca-se que todos os modelos definidos estão em linha com o que fora previamente aprovado pela ANS no Produto 1 entregue no dia 11 de novembro de 2017. Em todas as seções detalhadas acima apresentamos o arcabouço teórico, o modelo definido, os resultados encontrados e os fatores de risco.

Ressaltamos que houve alterações pontuais na metodologia apresentada no Produto 1 em função das programações dos modelos, das bases de dados e dos testes realizados. Todo o embasamento teórico, a modelagem resultante e os resultados serão apresentados e aprovados em reunião com a equipe da ANS de contato (Sr. Washington Oliveira e a Sra. Tatiana Lima) e serão apresentados em seminário interno por meio da apresentação incluída no Anexo A. A pedido da ANS, foram adicionadas propostas de modelos alternativos para os riscos de provisionamento e remissão/remidos nos Anexos B e C.

2. RISCO DE PRECIFICAÇÃO

2.1. CONSIDERAÇÕES GERAIS

Considerando as bases de dados disponibilizadas e a metodologia estatístico-atuarial utilizada neste estudo, a ser apresentadas a seguir, aglutinamos as séries temporais das OPSs por:

1. Tipo de Atenção – c :

Tabela 1 – Classificação por tipo de atenção

c	Atenção
1	Médico-hospitalar
2	Odontológica

Em nossa metodologia não utilizamos os dados de OPSs que tenha contraprestações e eventos de ambos os tipos de atenção. Nossos fatores de risco são calculados por tipo de atenção exclusiva, que estamos referenciando como tipo de serviço, para não se confundir com nomenclatura padrão da ANS.

2. Porte (OPS hipotética) – p :

Tabela 2 – Classificação por porte

p	Porte
1	Pequeno Porte (número de beneficiários inferior a 20 mil)
2	Médio Porte (número de beneficiários entre 20 mil e 100 mil)
3	Grande Porte (número de beneficiários superior a 100 mil)

3. Tipo de Plano – l :

Tabela 3 – Classificação por tipo de plano

l	Tipo de Plano
1	Individual / Familiar
2	Coletivo por Adesão
3	Coletivo Empresarial – preço pré-estabelecido

As séries temporais de dados disponibilizadas são trimestrais e trabalhamos com 32 trimestres de 200901 a 201604. As contraprestações e os eventos podem estar líquidos ou brutos de "compartilhamento cedido e aceito". Todavia, assumimos que, para uma mesma OPS, os registros de contraprestações e eventos seguem a mesma premissa (ou seja, ambas brutas ou ambas líquidas), conforme ata da 2ª reunião, constante do Produto 1.

Já as séries temporais de DA, DC e ORDOP estão segmentadas por: (i) porte, e (ii) tempo, apenas. Portanto, obteremos DA, DC, ORDOP para cada tipo de plano k por meio de rateio pelas contraprestações, para se modelar a distribuição de $(DA - DC + OROP - ODOP)_{c,p,l}$, que passamos a chamar de despesas e receitas gerais - $DG_{c,p,l}$.

Assim, temos $c \times p \times l$ - 18 séries temporais de contraprestações, de eventos e de DG, somando um total de 54 séries temporais. Deflacionamos todas as séries temporais pelo IPCA.

Em resumo, há 18 “classes” (combinação de atenção, porte e tipo de plano) com 3 séries cada uma (contraprestação, evento e despesas e receitas gerais). Como o objetivo é a modelagem do risco de precificação, nos preocupamos com o resultado originado pelo processo de formação de preços da OPS, por isso obtemos os resultados de cada classe em cada trimestre:

$$R_{c,p,l,t} = C_{c,p,l,t} - EV_{c,p,l,t} - DG_{c,p,l,t} \quad (1)$$

Onde:

$R_{c,p,l,t}$ é o resultado da subscrição da classe c, p e l no trimestre t ;

$C_{c,p,l,t}$ é a distribuição dos valores de contraprestação da classe c, p e l no trimestre t ;

$EV_{c,p,l,t}$ é a distribuição dos valores de eventos da classe c, p e l no trimestre t ; e

$DG_{c,p,l,t}$ é a distribuição dos valores de DG da classe c, p e l no trimestre t .

A partir dessas 18 séries temporais $R_{c,p,l}$, calculamos nos fatores de risco de precificação.

Na Figura 1, a seguir, para efeito ilustrativo, apresentamos as séries temporais das classes $(c=1,p=1,l=1)$, $(c=1,p=1,l=2)$, e $(c=1,p=1,l=3)$.

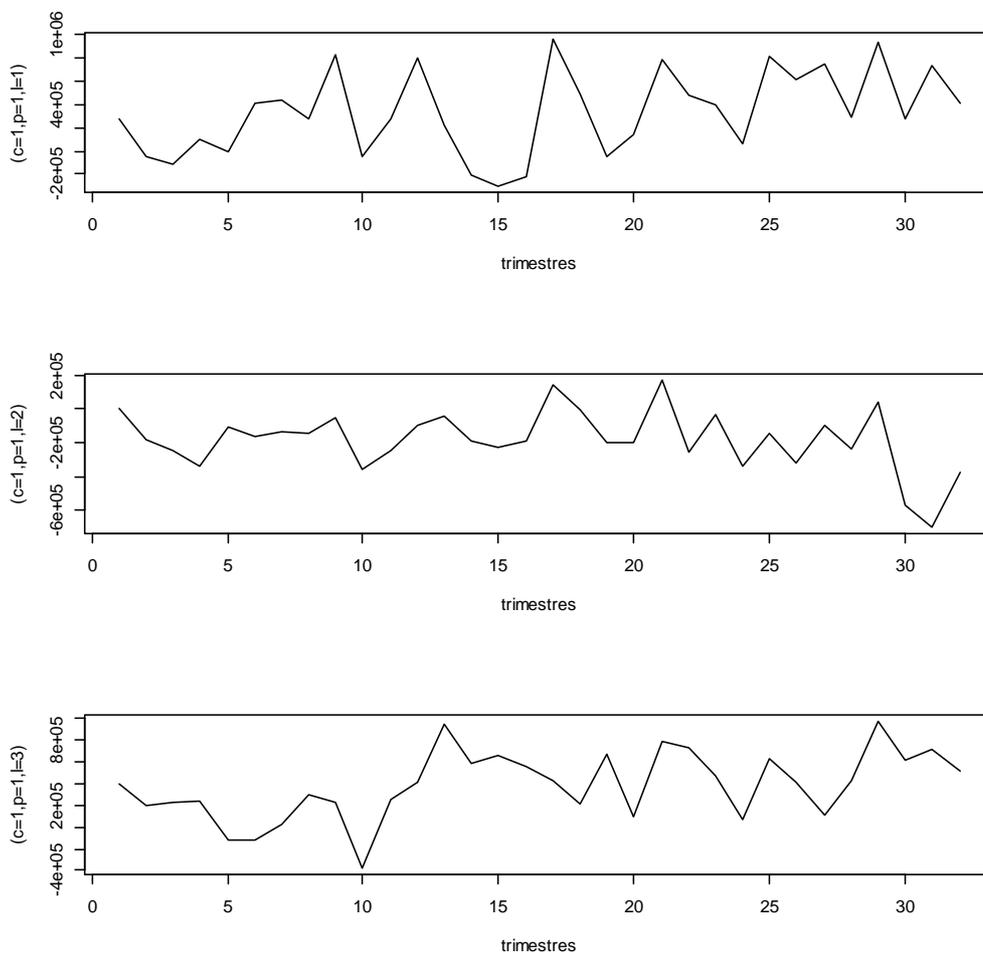


Figura 1 – Resultados das classes $(c=1,p=1,l=1)$, $(c=1,p=1,l=2)$ e $(c=1,p=1,l=3)$ com base na eq.(1)

Cabe destacar que, embora no relatório da fase 1 havia a previsão de segregação de risco por classificação, tal segregação não foi efetuada. Prosseguimos desta forma, pois, ao efetuar a modelagem dos riscos verificamos que tínhamos classes com poucas empresas (em virtude da necessidade de compor classes com porte, tipo de atenção e uma determinada data-base, por exemplo, para risco de provisionamento). A separação ainda mais granularizada para classificação de empresa iria agravar este quadro deixando classes com pouca representação ou até sem nenhuma representação. Quando passamos a trabalhar com os dados de fato para modelagem, essa quebra se mostrou inviável para fins de significância estatística.

2.2. ESTIMAÇÃO

Na primeira fase da estimação, modelamos cada série temporal por meio de modelos lineares generalizados, considerando a variável resultado com distribuição gaussiana (regressão simples). As séries são resultados de subscrição de precificação e estão todas deflacionadas pelo IPCA.

O primeiro passo da nossa modelagem é verificar se as séries temporais têm sazonalidade, tendência, bem como o efeito do porte e tipo de plano. Optamos, no modelo GLM, em estimar a sazonalidade aditiva e determinística. Na metodologia, a sazonalidade é local por cada classificação, i.e., consideramos o efeito da sazonalidade de forma local para os resultados médico-hospitalares e odontológicos:

$$\begin{aligned}
 R_{c,p,l,t} = & \theta_{0,c} + \theta_{1,c} Plano_l + \theta_{2,c} Porte_p + \theta_{3,c} Plano_l Porte_p + \theta_{4,c} S_c \\
 & + \theta_{5,c} Porte_p S_c + \theta_{6,c} Plano_l S_c + \theta_{7,c} t + \theta_{8,c} Porte_p t \\
 & + \theta_{9,c} Plano_l t + \theta_{10,c} Porte_p Plano_l S_c \\
 & + \theta_{11,c} Porte_p Plano_l t + \varepsilon_{c,p,l,t}
 \end{aligned} \tag{2}$$

Onde:

$\theta_{0,c}$ é o intercepto de cada tipo de atenção;

$\theta_{1,c}$ denota o conjunto de coeficientes para cada tipo de Plano da atenção c ;

$\theta_{2,c}$ denota o conjunto de coeficientes para cada Porte da atenção c ;

$\theta_{3,c}$ são os coeficientes para as interações Plano-Porte;

$\theta_{4,c}$ são os coeficientes para sazonalidades dos três primeiros trimestres de cada tipo de atenção;

$\theta_{5,c}$ são os coeficientes para as interações sazonalidade-Porte para cada tipo de atenção;

$\theta_{6,c}$ são os coeficientes para as interações sazonalidade-Plano para cada tipo de atenção;

$\theta_{7,c}$ é o coeficiente de tendência;

$\theta_{8,c}$ é o coeficiente para a interação tendência-Porte;

$\theta_{9,c}$ é o coeficiente para a interação tendência-Plano;

$\theta_{10,c}$ é o coeficiente para a interação Porte-Plano-Sazonalidade;

$\theta_{11,c}$ é o coeficiente para a interação Porte-Plano-tendência;

S_c são as variáveis explicativas que têm por objetivo estimar o efeito sazonal de cada tipo de atenção (variáveis dicotômicas);

$Porte_p$ são as variáveis indicadoras que têm por objetivo estimar o efeito do Porte de cada tipo de atenção (variáveis dicotômicas);

$Plano_l$ são as variáveis indicadoras que têm por objetivo estimar o efeito do tipo de Plano de cada tipo de atenção (variáveis dicotômicas); e

t é a variável explicativa para tendência determinística.

Por meio do teste t testamos a significância dos coeficientes e usando o critério AIC (Akaike, 1973), comparamos as combinações de modelos com e sem sazonalidade, com e sem tendência, com e sem as interações, com e sem os efeitos de Plano e Porte. Por exemplo, para o tipo de atenção odontológica não há sazonalidade significativa.

Com as séries temporais dessazonalizadas e sem efeitos, na média, do tipo de plano, porte e suas interações ($\varepsilon_{c,p,l,t}$), na segunda fase da estimação, modelamos os resíduos por meio de um processo ARIMA.

Um processo ARIMA(ar,d,ma) é aplicado em cada série temporal de resíduos $\varepsilon_{c,p,l,t}$, onde ar é a ordem (número de defasagens) do modelo auto-regressivo, d é o grau de diferenciação - para obtermos uma série estacionária, e ma é a ordem do modelo de média móvel. Testamos vários modelos, e por meio do critério de AIC, chegamos aos melhores processos. Cabe destacar que não havia informações para o porte 1 do tipo de serviço Odontológico. Por essa razão, não foram ajustados modelos para estas classes. Na Tabela 4, apresentamos os selecionados:

Tabela 4 – Resultado da Modelagem ARIMA

Classe	Serviço	Porte	Plano	ar	D	ma
(1,1,1)	MH	1	Individual	0	1	1
(1,1,2)	MH	1	Adesão	1	1	1
(1,1,3)	MH	1	Empres.	1	1	1
(1,2,1)	MH	2	Individual	0	1	1
(1,2,2)	MH	2	Adesão	1	1	1
(1,2,3)	MH	2	Empres.	1	1	1
(1,3,1)	MH	3	Individual	1	1	1
(1,3,2)	MH	3	Adesão	0	1	1
(1,3,3)	MH	3	Empres.	0	1	1
(2,1,1)	Odonto	1	Individual	-	-	-
(2,1,2)	Odonto	1	Adesão	-	-	-
(2,1,3)	Odonto	1	Empres.	-	-	-
(2,2,1)	Odonto	2	Individual	0	1	1
(2,2,2)	Odonto	2	Adesão	0	1	1

Classe	Serviço	Porte	Plano	ar	D	ma
(2,2,3)	Odonto	2	Empres.	1	1	0
(2,3,1)	Odonto	3	Individual	0	1	1
(2,3,2)	Odonto	3	Adesão	0	1	1
(2,3,3)	Odonto	3	Empres.	0	1	1

Na Figura 2, podemos ver o processo de estimação das séries temporais usado na nossa modelagem. As variâncias dos resíduos gerados são chaves para obtenção das distribuições dos resultados anuais, que gerarão os valores de capital de risco de precificação para classe.

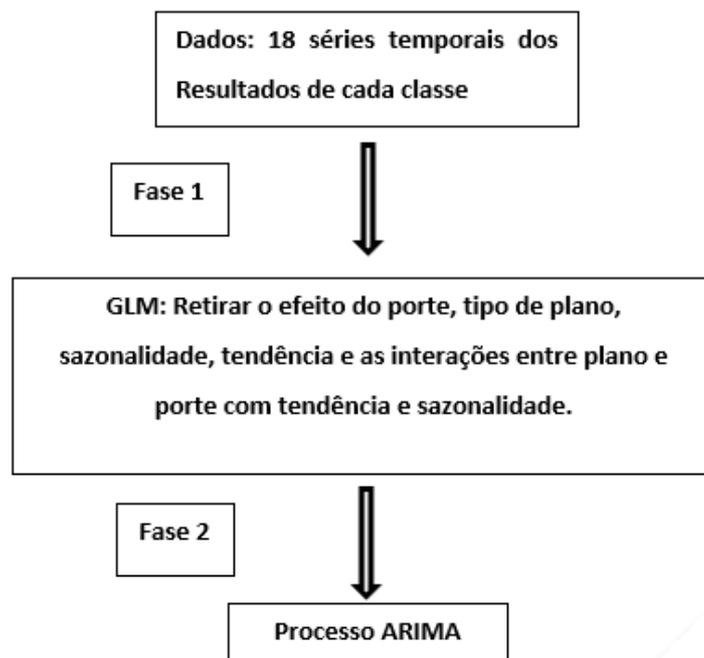


Figura 2 – Processo de estimação dos resultados de cada classe

2.3. SIMULAÇÃO

O objetivo é prever uma distribuição para o resultado anual de cada classe. Para tal, simulamos os resultados, de cada série, 4 trimestres fora da amostra – um ano a frente - utilizando simulação de Monte Carlo.

O primeiro passo é simular o processo ARIMA, de cada série temporal, 4 passos a frente. Obtemos uma distribuição para $\varepsilon_{c,p,l,t}$, sendo $t=33,\dots,36$, dado que trabalhamos com 32 trimestres dentro da amostra. Conhecendo todos os coeficientes dos modelos GLMs estimados na seção anterior (eq.(2)), chegamos a uma distribuição para cada $R_{c,p,l,t}$ para $t=33,\dots,36$.

A distribuição para o resultado simulado anual de cada classe será $R_{anual_{c,p,l}} = \sum_{t=33}^{36} R_{c,p,l,t}$. Para exemplificar essas distribuições dos resultados anuais, seguem, na Figura 3, as distribuições para as classes (1,1,1), (1,1,2) e (1,1,3).

Para cálculo do capital para cada classe, dadas as distribuições $R_{anual_{c,p,l}}$, utilizando a medida de risco VaR, com níveis de risco de 0,5%, 1%, 2,5% e 5%, temos:

$$CRSPre_{c,p,l,\alpha} = VaR_{c,p,l}(\alpha) - E_{c,p,l} \quad (3)$$

Onde:

$CRSPre_{c,p,l,\alpha}$ é o capital baseado em risco para o risco de precificação na classe c, p e l e nível de risco α ;

$VaR_{c,p,l}(\alpha)$ é a medida de risco da distribuição do resultado simulado para o risco de precificação na classe c, p e l dado α ; e

$E_{c,p,k}$ é a esperança da distribuição do resultado simulado para o risco de precificação na classe c, p e l .

Na Tabela 5, apresentamos os resultados dos valores de capital por classe:

Tabela 5 – Resultado dos capitais baseados em precificação por classe e nível de risco

Classe	CRSPre _{c,p,l,α}	CRSPre _{c,p,l,α}	CRSPre _{c,p,l,α}	CRSPre _{c,p,l,α}
	α = 5% (R\$)	α = 2,5% (R\$)	α = 1% (R\$)	α = 0,5% (R\$)
(1,1,1)	932.187	1.108.977	1.306.332	1.445.571
(1,1,2)	600.279	719.957	849.861	937.823
(1,1,3)	1.037.879	1.236.726	1.451.531	1.618.815
(1,2,1)	2.026.667	2.412.581	2.876.508	3.215.748
(1,2,2)	2.014.279	2.403.957	2.868.167	3.156.758
(1,2,3)	1.668.971	1.977.630	2.384.023	2.638.293
(1,3,1)	6.889.661	8.164.344	9.644.591	10.653.123
(1,3,2)	6.412.160	7.633.471	9.002.663	9.986.230
(1,3,3)	35.227.028	42.053.159	49.581.593	55.221.851
(2,1,1)				
(2,1,2)				
(2,1,3)				
(2,2,1)	151.594	180.120	213.485	234.171
(2,2,2)	158.350	188.232	222.002	246.408
(2,2,3)	200.751	238.379	284.302	315.931
(2,3,1)	443.653	526.121	625.363	690.254
(2,3,2)	676.599	802.463	959.093	1.049.044
(2,3,3)	2.247.226	2.675.900	3.170.204	3.516.641

2.4. FATORES DE RISCO

Obtemos os fatores de risco, com níveis de risco de 0,5%, 1%, 2,5% e 5%, por meio da modelagem abaixo, considerando a contraprestação líquida como a base de cálculo de capital de risco de precificação:

$$CRSPre_{c,p,l,\alpha} = C_{c,p,l} \times \beta_{c,l,\alpha} + \varepsilon_{c,p,l,\alpha} \quad (4)$$

Onde

$C_{c,p,l}$ é a contraprestação líquida por classe. Na modelagem, usamos o total do último ano da data base (2016);e

$\beta_{c,l,\alpha}$ é o fator de risco para cada classe (c, l), sem considerar o porte, em um total de 6 fatores (2 tipos de atenção e 3 tipos de planos) para o nível de risco α .

Na Tabela 6, seguem os fatores otimizados pelo modelo.

Tabela 6 – Fatores de risco de precificação por classe (atenção do evento - serviço, plano) e por nível de risco - $\beta_{c,l,\alpha}$.

Classe (atenção, plano)	Serviço	Plano	fator de risco $\alpha = 5\%$	fator de risco $\alpha = 2,5\%$	fator de risco $\alpha = 1\%$	fator de risco $\alpha = 0,5\%$
(1,1)	MH	Individual	0,028	0,033	0,039	0,043
(1,2)	MH	Col. Adesão	0,052	0,062	0,074	0,082
(1,3)	MH	Col. Empresarial	0,073	0,087	0,103	0,114
(2,1)	Odonto	Individual	0,079	0,094	0,111	0,123
(2,2)	Odonto	Col. Adesão	0,344	0,408	0,487	0,534
(2,3)	Odonto	Col. Empresarial	0,103	0,122	0,145	0,160

Em relação aos fatores expostos acima, verifica-se que o tipo de serviço Odontológico possui risco relativamente superior ao serviço médico-hospitalar. Além disso, os planos individuais possuem risco relativamente menor que os coletivos por adesão e empresariais. O risco dos planos coletivos por adesão, para serviço médico-hospitalar, é inferior ao empresarial. Para o serviço Odontológico, os planos coletivos por adesão possuem risco bem superior ao empresarial.

A razão para este resultado no fator otimizado foi que o Porte 3 para serviço Odontológico e plano coletivo por adesão refletiu um comportamento volátil bastante elevado na série de resultado de subscrição. Como o Porte 3 acaba tendo maior peso na otimização, este fator resultou em valor alto. Sugerimos como alternativa que, caso o relatório seja utilizado para fins de regulação, este fator seja direcionado pelo comportamento do Porte 2 somente (ver esses resultados na seção 2.6 – Tabela 8), já que o Porte 1 não possuía informações para serviço Odontológico em nossa base final.

2.5. CÁLCULO DO CAPITAL

Após otimização e obtenção dos fatores de risco de subscrição de precificação, para se obter o capital final de risco de subscrição de precificação da OPS i ($CRSPre_i$) é aplicada a seguinte fórmula:

$$CRSPre_{i,\alpha} = \sqrt{(C_{i,c,l,a} \times \beta_{c,l,\alpha})' \times P_{pre} \times (C_{i,c,k,l} \times \beta_{c,l,\alpha})} \quad (5)$$

Onde:

$C_{i,c,k,a}$ é o total de contraprestação nos últimos 4 trimestres (último ano "a"), líquidas de "compartilhamentos cedidos e aceitos", da OPS i na atenção c e tipo de plano k , organizado sob a forma de vetor; e

P_{pre} é a matriz de correlação linear de risco de precificação.

Para cada classe (c, p, l) e nível de risco, temos o capital de risco de precificação - $CRSPre_{c,p,l,\alpha}$. Para calcular a matriz de correlação de risco de precificação - P_{pre} - seguimos a seguinte metodologia:

- a) Obtivemos a série de resultado de subscrição para cada uma das classes (serviço, plano e porte), que equivale à diferença entre contraprestações e eventos.
- b) Somamos as séries para os portes, mantendo a chave serviço e plano.

c) A matriz de correlação de Pearson foi calculada baseada nas 6 séries restantes: 2 serviços (MH e Odontológico) e 3 planos (Individual, Adesão e Empresarial).

Desta forma, chegamos à matriz de correlação apresentada na Tabela 7:

Tabela 7 – Matriz de correlação do risco de precificação

Classe	MH – Plano Indiv.	MH - Coletivo Adesão	MH - Coletivo Empres.	Odonto - Plano Indiv.	Odonto - Coletivo Adesão	Odonto - Coletivo Empres.
MH - Plano Indiv.	1,00					
MH - Coletivo Adesão	0,40	1,00				
MH - Coletivo Empres.	0,57	0,11	1,00			
Odonto - Plano Indiv.	0,63	0,25	0,14	1,00		
Odonto – Coletivo Adesão	0,62	0,19	0,35	0,60	1,00	
Odonto - Coletivo Empres.	0,00	0,13	-0,10	0,28	-0,10	1,00

2.6. DIFERENCIAÇÃO DO RISCO CONSIDERANDO O PORTE DAS OPS

Tendo em vista a ANS ter solicitado que fosse feita uma avaliação do risco diferenciada por porte, nesta seção, explicitaremos a metodologia para aferir a distinção de risco relativo entre os 3 portes. Desta forma, calcularemos a relação entre o capital requerido para risco de subscrição de precificação e as respectivas contraprestações:

$$\delta_{c,p,l,\alpha} = CRSPre_{c,p,l,\alpha} / C_{c,p,l} \quad (6)$$

Onde

$\delta_{c,p,l,\alpha}$ é a razão capital requerido sobre contraprestação para cada classe (tipo de atenção, porte, tipo de plano); e

$C_{c,p,l}$ é o total de contraprestação do último ano base para cada classe.

Cabe destacar que, conforme esclarecido em reunião (2ª reunião – 19/10/2017), as razões presentes da Tabela 8 não deveriam ser utilizadas como fator para cálculo de requerimento de capital. O motivo desse cálculo é apenas para verificar a diferença relativa de risco em função do porte da OPS.

Tabela 8 – Relação entre o capital requerido para risco de subscrição de precificação e as respectivas contraprestações.

classe	Serviço	Porte	Plano	$\delta_{c,p,l,\alpha}$ $\alpha = 5\%$	$\delta_{c,p,l,\alpha}$ $\alpha = 2,5\%$	$\delta_{c,p,l,\alpha}$ $\alpha = 1\%$	$\delta_{c,p,l,\alpha}$ $\alpha = 0,5\%$
(1,1,1)	MH	1	Individual	0,030	0,036	0,042	0,047
(1,1,2)	MH	1	Coletivo Adesão	0,039	0,047	0,056	0,061
(1,1,3)	MH	1	Coletivo Empres.	0,042	0,050	0,058	0,065
(1,2,1)	MH	2	Individual	0,019	0,023	0,027	0,030
(1,2,2)	MH	2	Coletivo Adesão	0,060	0,072	0,085	0,094
(1,2,3)	MH	2	Coletivo Empres.	0,015	0,018	0,021	0,024
(1,3,1)	MH	3	Individual	0,029	0,035	0,041	0,045
(1,3,2)	MH	3	Coletivo Adesão	0,052	0,062	0,073	0,081
(1,3,3)	MH	3	Coletivo Empres.	0,076	0,091	0,107	0,120
(2,1,1)	Odonto	1	Individual	-	-	-	-
(2,1,2)	Odonto	1	Coletivo Adesão	-	-	-	-
(2,1,3)	Odonto	1	Coletivo Empres.	-	-	-	-
(2,2,1)	Odonto	2	Individual	0,111	0,132	0,156	0,171
(2,2,2)	Odonto	2	Coletivo Adesão	0,190	0,226	0,267	0,296
(2,2,3)	Odonto	2	Coletivo Empres.	0,097	0,115	0,137	0,153
(2,3,1)	Odonto	3	Individual	0,077	0,091	0,109	0,120
(2,3,2)	Odonto	3	Coletivo Adesão	0,377	0,447	0,535	0,585
(2,3,3)	Odonto	3	Coletivo Empres.	0,103	0,122	0,145	0,160

Nota-se que para o tipo de atenção médico-hospitalar os fatores de risco $\delta_{c,p,l,\alpha}$ são maiores para as OPSs pequenas, principalmente nos planos coletivos empresariais. Já para o tipo de atenção odontológico, Porte 3 e plano coletivo por adesão encontramos um fator ($\delta_{2,3,2}$) elevado, pouco fora do padrão dos demais fatores, que pesa na obtenção do fator de risco $\beta_{2,2}$. Assim, a ANS poderia estudar, para fins regulatórios, levar em consideração o disposto no fim da seção 2.4.

3. RISCO DE PROVISIONAMENTO

3.1. CONSIDERAÇÕES GERAIS

Considerando as bases de dados disponibilizadas pela ANS e o número muito grande de operadoras, como bem definido na nossa análise dos dados (Produto 1), para determinação da metodologia que melhor se aplicar aos dados enviados utilizados para obtenção do capital baseado no risco de subscrição de provisionamento, aglutinamos os dados em função do porte da operadora (vide Tabela 9):

Tabela 9 – Classificação de porte das OPSs hipotéticas

OPS hipotética (p)	Porte
1	Pequeno Porte (número de beneficiários inferior a 20 mil)
2	Médio Porte (número de beneficiários entre 20 mil e 100 mil)
3	Grande Porte (número de beneficiários superior a 100 mil)

Efetuamos estudo técnico segregando as operadoras que trabalham exclusivamente no tipo de atenção 1 (médico-hospitalar) daquelas que operam exclusivamente no tipo de atenção 2 (odontológica). Destaca-se, contudo, que não possuímos a indicação do tipo de atenção na base de PEONA (base atuarial). E, também, não podemos utilizar a identificação de tipo de atenção da base cadastral, pois existe a possibilidade de operadoras serem do tipo de atenção 1 e possuírem operação também no tipo de atenção 3. Logo, para identificar essas operadoras, usamos a base de contraprestações e eventos em conjunto com a base cadastral e filtramos as empresas que possuam eventos médico-hospitalares exclusivamente. Para as OPSs que possuem eventos médico-hospitalares e odontológicas damos, exclusivamente nesta seção, a classificação misto (2), conforme Tabela 10.

Tabela 10 – Tipo de Atenção das OPSs

c	Atenção
1	Médico-hospitalar
2	Misto
3	Odontológica

Com base nos triângulos, para cada classe (i) tipo de atenção e (ii) porte - (c e p), obtemos a distribuição dos eventos ocorridos e não avisados. Tal distribuição permitirá o cálculo da medida de risco – $Var_{c,p}$. Tendo em vista a falta de informações a respeito da data de pagamento, impossibilitando a obtenção da distribuição dos eventos ocorridos e não pagos, levamos em consideração no modelo apenas a incerteza decorrente do desenvolvimento ocorrência-aviso. Ademais, de acordo com o que fora acordado com a ANS, ficou determinado que o risco de subscrição da PSL não seria abordado em nossa metodologia, bem como os riscos dos Planos Coletivo Empresarial – preço pós-estabelecido.

3.2. DEFINIÇÃO DAS CARTEIRAS

Construímos os triângulos por classe tipo de atenção c e porte p . Os dados de montante de eventos disponibilizados pela ANS são trimestrais para diferentes data-bases. A tabela abaixo, apresenta a distribuição do número de operadoras por data-base, atenção e porte.

Tabela 11 – Distribuição das operadoras por data-base, atenção e porte

ATENCAO	PORTE	201501	201502	201503	201504	201601	201602	201603	201604	201701	201702	Total Geral
1	1	4	3	6	8	8	7	12	4	11		63
1	2	1	6	6	12	12	16	18	13	14	4	102
1	3			4	1	7	7	10	1	2	12	44
2	1		1	1	2		2	1	1			8
2	2		1	1	6	6	5	3	2	1		25
2	3				3	1	4	5	1	1	8	23
3	1			1				1				2
3	2				2	2		3	3			10

ATENCAO	PORTE	201501	201502	201503	201504	201601	201602	201603	201604	201701	201702	Total Geral
3	3							5		1	6	12
Total Geral		5	11	19	34	36	41	58	25	30	30	289

Como se observa acima, somente o terceiro trimestre de 2016 possui representação para todas as classes desejadas. Diante disso, utilizamos as operadoras desta data-base para montarmos as nove carteiras representativas das nove classes. Entendemos que a mesma data-base é importante para termos a mesma base comparativa de risco entre as classes.

Na sequência, foi estudado o tamanho dos triângulos de *run-off*. Com o intuito de mantermos um padrão que fosse coerente, identificamos a quantidade de *lag* ideal entre ocorrência e aviso para o modelo para todos os tipos de atenção. Observamos, vide Figura 3 abaixo, que com quatro *lags* (quatro trimestres, ou seja, um ano) cerca de 99,9% dos valores se desenvolvem. Por isso adotamos esse padrão.

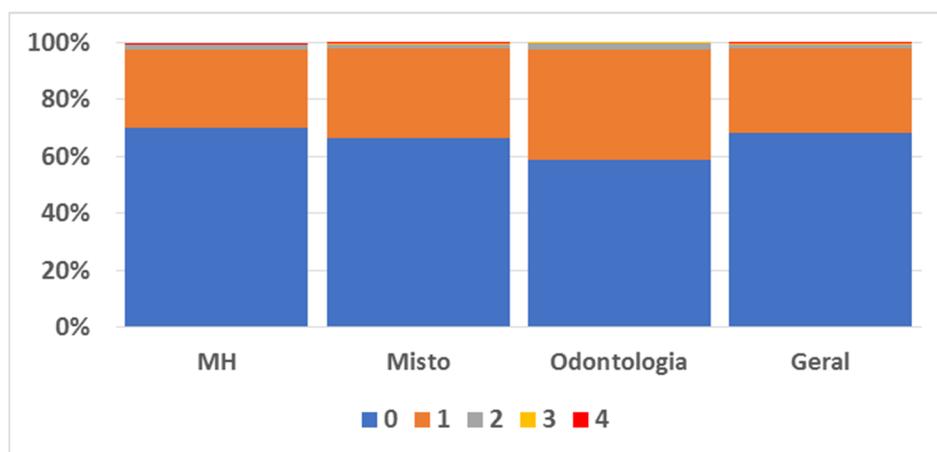


Figura 3 – Acumulação dos valores por tipo de atenção e *lag*

Após a definição dos *lags* observamos que a carteira para o tipo de atenção 2 e porte 1 possuía somente uma empresa que possuía um triângulo atípico (baixo desenvolvimento e incompleto) o que resultava numa volatilidade atípica que entendemos não ser representativa. Logo, optamos excepcionalmente para essa carteira adotarmos as operadoras com a data-base 02/2016. Entendemos que por ser

somente um trimestre anterior não teremos grandes impactos de inflação e/ou possíveis impactos que poderiam modificar a distribuição.

Após as etapas detalhadas acima de tratamento da base de dados (já previamente criticada, vide Relatório da Fase 1), obtivemos os triângulos conforme detalhamos nas tabelas abaixo:

Tabela 12 –Triângulo de run-off resultante para atenção=1 e porte=1

Trim. \ Desenv.	0	1	2	3	4
201503	40.220.918	17.390.292	462.125	91.381	28.726
201504	41.081.395	16.378.192	501.090	185.538	
201601	40.231.498	18.038.971	617.169		
201602	45.932.639	19.285.566			
201603	35.023.258				

Tabela 13 –Triângulo de run-off resultante para atenção=1 e porte=2

10	0	1	2	3	4
201503	306.821.678	91.454.858	2.892.047	461.038	278.914
201504	308.190.733	87.031.456	3.346.915	521.744	
201601	293.439.953	90.471.696	2.576.744		
201602	343.396.700	75.003.766			
201603	265.161.669				

Tabela 14 –Triângulo de run-off resultante para atenção=1 e porte=3

Trim. \ Desenv.	0	1	2	3	4
201503	1.165.386.752	632.186.408	31.383.291	7.435.626	2.297.133
201504	1.147.252.700	627.759.878	33.899.937	6.865.060	
201601	1.196.496.311	757.492.790	37.270.418		
201602	1.290.206.298	765.921.259			
201603	1.181.809.725				

Tabela 15 –Triângulo de run-off resultante para atenção=2 e porte=1

Trim. \ Desenv.	0	1	2	3	4
201502	6.229.188	855.380	2.371	1.106	106
201503	6.543.196	814.021	2.517	3.080	
201504	6.267.996	798.922	1.586		
201601	6.509.507	940.390			
201602	4.778.222				

Tabela 16 –Triângulo de run-off resultante para atenção=2 e porte=2

Trim. \ Desenv.	0	1	2	3	4
201503	120.420.419	30.891.749	1.353.719	649.978	40.658
201504	139.594.094	28.434.822	1.898.771	198.674	
201601	134.185.930	33.473.693	1.994.740		
201602	155.664.884	33.528.112			
201603	153.236.253				

Tabela 17 –Triângulo de run-off resultante para atenção=2 e porte=3

Trim. \ Desenv.	0	1	2	3	4
201503	388.997.806	119.606.280	5.003.107	1.329.317	413.782
201504	364.142.334	118.288.111	6.417.690	1.249.125	
201601	375.158.929	140.794.038	6.125.478		
201602	402.687.411	134.257.504			
201603	364.630.934				

Tabela 18 –Triângulo de run-off resultante para atenção=3 e porte=1

Trim. \ Desenv.	0	1	2	3	4
201503	1.192.657	872.716	30.076	4.603	1.285
201504	914.061	709.740	24.910	7.883	
201601	802.074	831.365	29.904		
201602	912.112	938.203			
201603	1.018.063				

Tabela 19 –Triângulo de run-off resultante para atenção=3 e porte=2

Trim. \ Desenv.	0	1	2	3	4
201503	2.500.016	464.579	41.493	7.461	805
201504	2.464.095	245.617	33.395	2.076	
201601	1.848.661	421.094	35.775		
201602	1.869.042	389.568			
201603	1.885.085				

Tabela 20 –Triângulo de run-off resultante para atenção=3 e porte=3

Trim. \ Desenv.	0	1	2	3	4
201503	29.333.973	16.384.406	1.244.614	202.398	46.071
201504	27.935.417	16.953.247	1.951.860	213.832	
201601	27.067.351	20.032.983	1.277.946		
201602	31.300.707	18.592.053			
201603	21.926.427				

3.3. DETALHAMENTO DO MODELO

Para modelagem do montante de eventos ocorridos e não avisados nos baseamos no modelo descrito em Kass *et al.* (2008), também descrito no capítulo 3 de Melo e Neves (2012). Segue, na tabela abaixo, a ilustração do triângulo de *run-off* de aviso de evento:

Tabela 21 – Triângulo de run-off de aviso de evento

Período da ocorrência (i)	Tempo de desenvolvimento dos avisos (j)			
	1	2	...	m
1	$A_{1,1}$	$A_{1,2}$...	$A_{1,m}$
2	$A_{2,1}$	$A_{2,2}$...	$A_{2,m}$
(...)	
m	$A_{m,1}$	$A_{m,2}$...	$A_{m,m}$

Onde $A_{i,j}$ denota o montante de eventos ocorridos no trimestre i e avisados com j trimestres de atraso. Assumimos que cada célula, i.e., cada variável $A_{i,j}$ é condicionalmente independente. No nosso modelo, $A_{i,j}$ tem distribuição lognormal, conforme descrito a seguir:

- Equação de observação:

$$\ln(A_{i,j,c,p}) | \mu_{i,j,c,p}, \sigma_{c,p} \sim \text{Normal}(\mu_{i,j,c,p}, \sigma_{c,p}^2) \quad (1)$$

- Equação estrutural:

$$\mu_{i,j,c,p} = \mu_{c,p} + \alpha_{i,c,p} + \beta_{j,c,p} \quad (2)$$

- Restrições do Modelo:

$$\alpha_{1,c,p} = \beta_{1,c,p} = 0 \quad (3)$$

Os fatores $\alpha_{i,c,p}$ refletem os efeitos do tempo de ocorrência e $\beta_{j,c,p}$ os efeitos do tempo até o aviso. A restrição apresentada na equação (3) é importante para não termos efeitos de multicolinearidade. Para o ajuste dos modelos, os valores dos triângulos foram deflacionados. Os parâmetros estimados foram apresentados na tabela abaixo.

Tabela 22 – Parâmetros estimados por Máxima Verossimilhança

Carteira	μ	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	σ
11	17,3911	0	0,1876	0,1955	0,2461	-0,0196	0	-0,8570	-4,3518	-5,7080	-7,1256	0,0150
12	19,5629	0	0,0562	-0,0457	-0,0226	-0,1671	0	-1,2932	-4,6787	-6,4879	-7,0243	0,0045
13	20,8395	0	-0,0064	0,1141	0,1520	0,0508	0	-0,5483	-3,5306	-5,0544	-6,1923	0,0010
21	15,5690	0	0,2710	-0,0291	0,1605	-0,1894	0	-2,0161	-7,9927	-8,1839	-10,9056	0,0327
22	18,7591	0	-0,1955	0,0271	0,0709	0,0885	0	-1,4689	-4,3425	-5,8692	-8,1461	0,0509
23	19,7047	0	0,0274	0,0948	0,1075	0,0097	0	-1,0956	-4,1694	-5,6494	-6,7716	0,0031
31	13,7740	0	-0,0308	-0,0555	0,0263	0,0595	0	-0,1253	-3,4984	-5,0551	-6,6154	0,0203
32	14,8758	0	-0,5371	-0,3065	-0,3394	-0,4263	0	-1,7591	-4,0831	-6,3295	-8,1847	0,0415
33	17,1052	0	0,1226	0,0378	0,1314	-0,2020	0	-0,4759	-2,9655	-4,9210	-6,3673	0,0090

A seguir, na Figura 4, seguem os qq-plots de cada classe, podemos verificar que os modelos estão ajustados e que a premissa de normalidade não deve ser rejeitada.

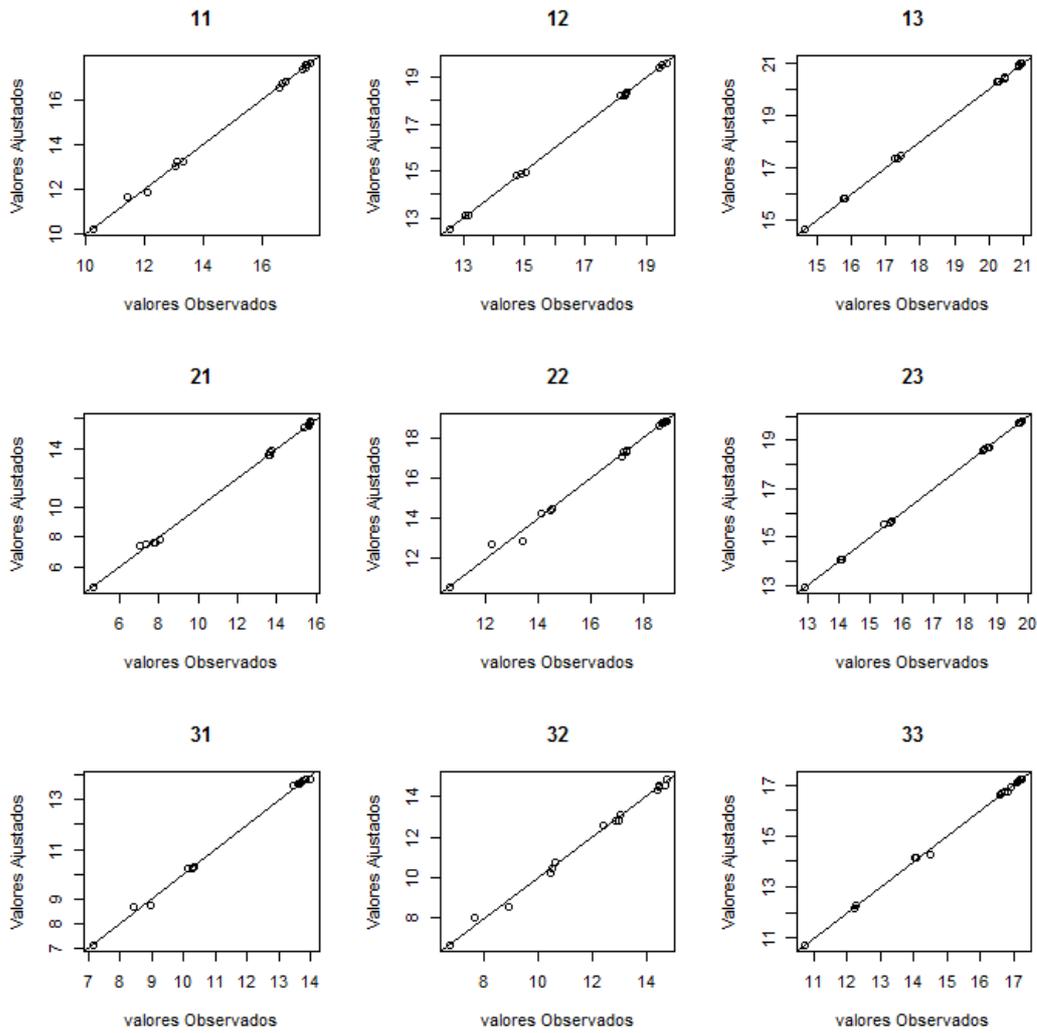


Figura 4 – QQ-Plot Valores Ajustados x Observados

Após a estimação dos parâmetros, por meio de simulação estocástica, estendemos o triângulo e chegamos a uma distribuição para cada variável $A_{i,j,c,p}$. Para as células $i + j \leq m + 1$, as variáveis foram observadas e não precisam ser simuladas, as demais são simuladas via Monte Carlo da seguinte forma:

$$\hat{A}_{i,j,c,p} \approx \text{LogNormal}(\mu_{i,j,c,p}, \sigma_{c,p}^2) \quad (4)$$

O valor total estimado dos eventos ocorridos a serem avisados em cada simulação é igual a:

$$V_{c,p} = \sum_{i \geq 2}^m \sum_{j=m-i+2}^m \hat{A}_{i,j,c,p} \times (1 + i_k)^{-k} \quad (5)$$

Onde i_k é a taxa de juros do trimestre k proveniente da estrutura a termo de taxa de juros (ETTJ) de cupom de IPCA¹ (juros reais) estimada na data-base setembro (fim do terceiro trimestre) de 2016 pela ANBIMA (2010) utilizando o modelo de Svensson (1994); e $k = i + j - m - 1$.

Temos, então, uma distribuição para $V_{c,p}$ para cada classe. O valor do capital de cada classe será obtido com base na distribuição simulada, observando a equação abaixo:

$$CRSPro_{c,p,\alpha} = VaR_{c,p,\alpha} - E_{c,p} \quad (6)$$

onde:

$CRSPro_{c,p,\alpha}$ é o capital de risco de subscrição de provisionamento para o tipo de atenção c , porte p e nível de risco α ;

$VaR_{c,p,\alpha}$ é VaR (que depende o nível de risco, 5%, 2,5%, 1% ou 0,5%) da distribuição simulada para o tipo de atenção c e porte p ; e

$E_{c,p}$ é a média da distribuição simulada para o tipo de atenção c e porte p .

Com isso, o valor de $CRSPro_{c,p,\alpha}$ depende do nível de risco α (5%, 2,5%, 1% e 0,5%).

A seguir, podemos ver, na Figura 5, a distribuição dos $V_{c,p}$ e, na Tabela 23, algumas estatísticas descritivas dos valores simulados de $V_{c,p}$ e os valores de $CRSPro_{c,p}$ para os quatro diferentes níveis de significância.

¹ O procedimento que poderia ser o mais adequado seria utilizar a curva de cupom de “Inflação médica”, contudo, no mercado brasileiro não existe tal curva de juros. Diante disso, adotamos a curva de juros real oficial. Entendemos que a adoção desta não trará grandes prejuízos nessa modelagem, pois não necessitamos modelar o risco dessas curvas, pois não há regras de garantia mínima de juros. O uso da curva para desconto mantém a coerência temporal dos valores de despesas para diferentes prazos.

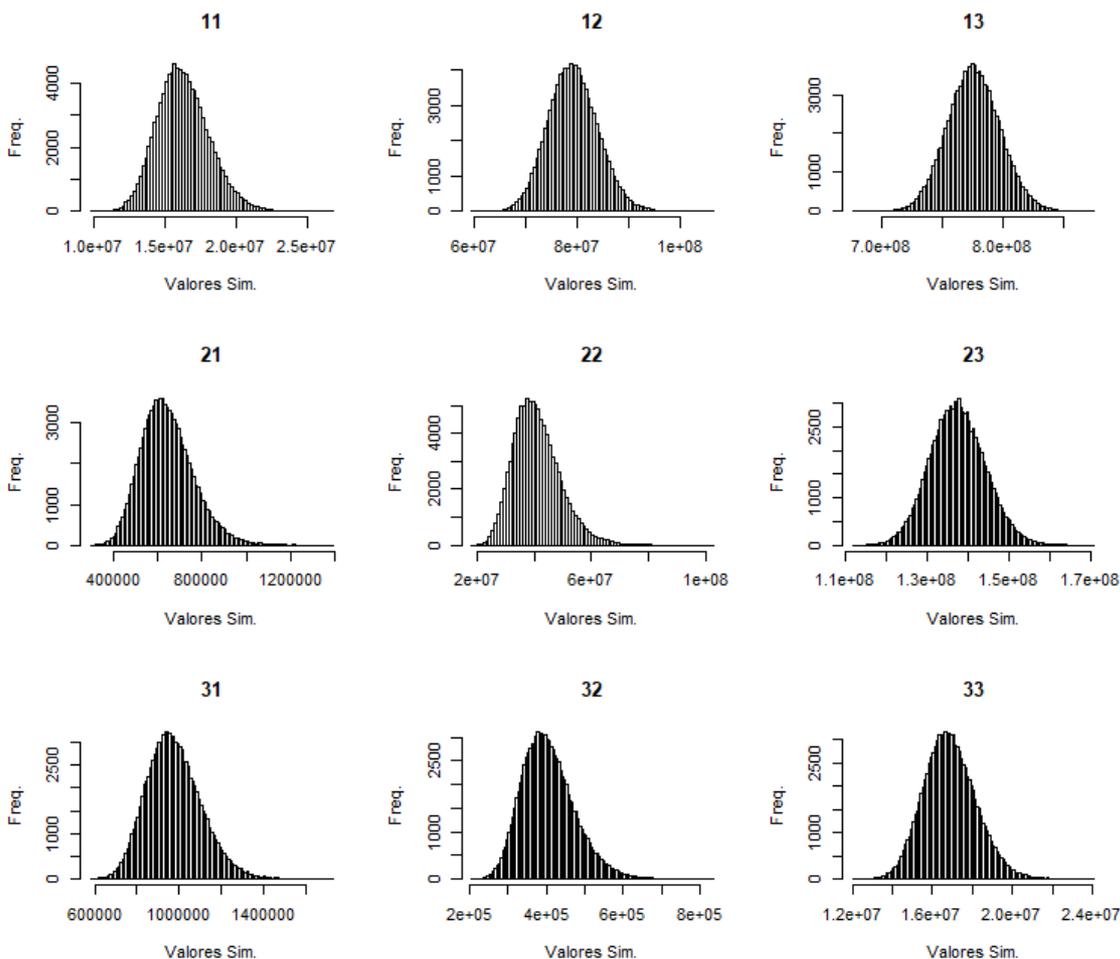


Figura 5 – Histogramas de $V_{c,p}$

Tabela 23 – Estatística de $V_{c,p}$

Carteira	11	12	13	21	22	23	31	32	33
Média	16.297.900	79.241.853	776.278.216	645.269	40.912.818	137.371.721	976.091	404.939	16.872.932
Min	9.891.729	59.713.344	676.332.001	309.351	18.773.216	111.757.948	584.200	208.041	12.091.512
Max	26.616.864	106.435.576	875.646.357	1.380.793	102.446.770	170.893.749	1.721.602	830.716	24.013.939
Quantil 99,5%	21.659.830	92.664.415	834.264.359	1.005.801	67.387.330	155.823.170	1.359.618	619.460	20.545.916
Quantil 99%	21.058.401	91.215.233	828.349.311	965.159	64.051.869	153.808.076	1.314.926	592.908	20.125.442
Quantil 97,5%	20.175.530	89.065.876	819.805.421	903.438	59.312.621	150.995.261	1.252.346	555.959	19.558.429
Quantil 95%	19.458.086	87.369.216	812.516.442	853.147	55.586.716	148.688.913	1.201.459	526.851	19.095.767
Capital 99,5%	5.361.929	13.422.562	57.986.143	360.532	26.474.512	18.451.448	383.527	214.521	3.672.983
Capital 99%	4.760.500	11.973.381	52.071.096	319.890	23.139.051	16.436.355	338.835	187.969	3.252.510
Capital 97,5%	3.877.629	9.824.023	43.527.206	258.169	18.399.803	13.623.540	276.255	151.020	2.685.497
Capital 95%	3.160.185	8.127.363	36.238.226	207.878	14.673.898	11.317.191	225.368	121.911	2.222.835

Como veremos adiante, os resultados para o tipo de atenção 2 não são usados para obtenção da fórmula padrão de cálculo de capital e são utilizados somente para análise de fatores de risco por porte, que foi realizada a pedido da ANS (seção 2.5).

Assim, concluímos a mensuração do risco de provisionamento. Entretanto, o objetivo é mensurar os fatores padrão de risco, que se dará por otimização, conforme apresentado na próxima seção.

3.4. OTIMIZAÇÃO DOS FATORES

Nessa seção, obtemos fatores para os tipos de atenção 1 e 3 (médico-hospitalar e odontológico) e a correlação entre esses riscos, para que seja possível calcular o capital para OPSs mistas. Conforme definido em reunião com a ANS e explicado no Produto 1, os fatores de risco não levam em consideração o porte da OPS.

Uma vez obtidos todos os $CRSPro_{c,p,\alpha}$, com diferentes níveis de risco (5%, 2,5%, 1% e 0,5%), para cada classe disponível (c, p), do tipo de atenção 1 e 3, obteremos os fatores de risco por meio da equação (7) considerando as expectativas das distribuições (médias) como a base de cálculo de capital de risco de provisionamento.

$$CRSPro_{c,p,\alpha} = E_{c,p} \times \kappa_{c,\alpha} + \varepsilon_{c,p,\alpha} \quad (7)$$

Onde:

$\kappa_{c,\alpha}$ é o fator de risco de provisionamento para os tipos de atenção 1 e 3 para o nível de risco α ; e

$E_{c,p}$ é a média da distribuição simulada para o tipo de atenção 1 e 3 e porte p.

Testamos mensurar os fatores de risco em função do total de eventos nos últimos 4 trimestres para cada classe, no entanto, por se tratar de base de dados diferente da atuarial (PEONA), o ajuste ficou bastante prejudicado. Assim, para cálculo dos fatores

de risco de provisionamento para os tipos de atenção 1 e 3 usamos somente a base de dados atuarial.

Para cálculo periódico do capital, a ANS deve considerar a PEONA como uma *proxy* da média da distribuição simulada - $E_{c,p}$. No entanto, há de se ter especial atenção no acompanhamento da PEONA, pois se a OPS estiver estimando uma provisão menor que a expectativa dos eventos ocorridos e não avisados, conseqüentemente, além de uma provisão a menor, será apurado um capital requerido a menor também.

Estimamos κ_c para cada nível de risco considerado no estudo. Na Tabela 24, seguem os fatores de risco de provisionamento.

Tabela 24 – Fator de risco de provisionamento por tipo de atenção e nível de risco

Tipo de atenção	$\kappa_c (\alpha = 5\%)$	$\kappa_c (\alpha = 2,5\%)$	$\kappa_c (\alpha = 1\%)$	$\kappa_c (\alpha = 0,5\%)$
Médico-hospitalar	0,047	0,056	0,067	0,075
Odontológico	0,132	0,159	0,193	0,218

Como podemos facilmente notar ao comparar os fatores estimados com as proporções que indicam as relações entre o capital requerido para risco de subscrição de provisionamento e as respectivas médias das distribuições, na Tabela 23, os fatores finais estimados são muito assimilados às proporções das classes 1 e 3 para o porte 3, pois as classes de maiores portes possuem maiores pesos no momento da otimização.

Na seqüência, temos que obter os fatores para as operadoras que operam tanto em médico-hospitalar quanto odontológico (atenção = misto). Para tal, consideramos a operação de cada OPS no que diz respeito aos eventos médico-hospitalares e odontológicos. Efetuamos este procedimento diferenciado e não mensuramos diretamente o risco do tipo de atenção 2, pois dependendo da forma de atuação da OPS o fator de risco deve mudar, por exemplo, uma operadora que opera mais com odontologia deve ter fator de risco diferente daquela que opera mais com médico-hospitalar.

Para tal, considerando a proporção de cada operação, chegamos à seguinte fórmula para cálculo que nada mais é que o fator de risco de provisão da OPS i - κ_i :

$$\kappa_i = \sqrt{\zeta_1^2 \kappa_1^2 + \zeta_3^2 \kappa_3^2 + 2\rho_{13}\zeta_1 \kappa_1 \zeta_3 \kappa_3} \quad (8)$$

onde:

κ_i é o fator de risco de provisionamento da OPS i , que depende do nível de risco definido α pela ANS em sua regulação;

$\zeta_1 = EV_1/(EV_1 + EV_3)$, se $\zeta_1 = 0 \rightarrow \kappa_i = \kappa_3$;

$\zeta_3 = EV_3/(EV_1 + EV_3)$, se $\zeta_3 = 0 \rightarrow \kappa_i = \kappa_1$;

ρ_{13} é a correlação entre as operações 1 e 3;

EV_1 é o total de eventos médico-hospitalar nos últimos 4 trimestres líquidas de "compartilhamentos cedidos e aceitos"; e

EV_3 é o total de eventos odontológicos nos últimos 4 trimestres líquidas de "compartilhamentos cedidos e aceitos".

Observa-se que ζ_1 e ζ_3 devem ser calculados toda vez que o cálculo do capital for recalculado e ρ_{13} foi estimada pela correlação dos resíduos dos triângulos ajustados para atenção 1 e 3 em todos os portes. Obtemos, neste estudo, $\rho_{13} = 0,40$, assim:

$$\kappa_i = \sqrt{\zeta_1^2 \kappa_1^2 + \zeta_3^2 \kappa_3^2 + 0,8\zeta_1 \kappa_1 \zeta_3 \kappa_3} \quad (9)$$

Após obtenção dos fatores de risco de subscrição de provisionamento, chegamos na fórmula padrão de cálculo do capital final de risco de subscrição de provisionamento de cada OPS i aplicando a seguinte fórmula:

$$CRSPro_{i,t} = PEONA_{i,t} \times \kappa_{i,t} \quad (10)$$

Onde:

$CRSPro_{i,t}$ é o capital baseado no risco de provisionamento da OPS i no tempo t ;

$PEONA_{i,t}$ é a provisão PEONA da OPS i no tempo t , que é uma proxy da esperança dos eventos ocorridos e não avisados; e

$\kappa_{i,t}$ é o fator de risco de provisionamento da OPS i no tempo t , que depende do nível de risco definido pela ANS (0,5%, 1%, 2,5% ou 5%).

3.5. DIFERENCIAÇÃO DO RISCO POR PORTE

Tendo em vista a ANS ter solicitado que fosse feita uma avaliação do risco diferenciada por porte, nesta seção explicitamos a metodologia para aferir a distinção de risco relativo entre os 3 portes. Desta forma, calcularemos a relação entre o capital requerido para risco de subscrição de provisionamento e as respectivas médias das distribuições:

$$\gamma_{c,p} = \frac{CRSPro_{c,p}}{E_{c,p}} \quad (11)$$

Onde $\gamma_{c,p}$ é a razão capital requerido sobre eventos para cada classe (tipo de atenção e porte). Cabe destacar que, conforme esclarecido em reunião (2ª reunião – 19/10/2017), estas razões não devem ser utilizadas como fator para cálculo de requerimento de capital. O motivo deste cálculo é apenas para verificar a diferença relativa de risco em função do porte da OPS. Segue a tabela com os $\gamma_{c,p}$ calculados:

Tabela 25 – Proporção entre Capital e Média das distribuições

Carteira	Capital 99,5%	Capital 99%	Capital 97,5%	Capital 95%
----------	---------------	-------------	---------------	-------------

Carteira	Capital 99,5%	Capital 99%	Capital 97,5%	Capital 95%
11	0,329	0,292	0,238	0,194
12	0,169	0,151	0,124	0,103
13	0,075	0,067	0,056	0,047
21	0,559	0,496	0,400	0,322
22	0,647	0,566	0,450	0,359
23	0,134	0,120	0,099	0,082
31	0,393	0,347	0,283	0,231
32	0,530	0,464	0,373	0,301
33	0,218	0,193	0,159	0,132

Com análise da tabela acima, verifica-se, como era de se esperar, que se os fatores da fórmula padrão fossem diferenciados pelo porte, as OPSs de médio e pequeno porte teriam um capital relativamente superior às de grande porte. Ademais, quando analisamos os fatores $\gamma_{2,3}$ observamos que estão entre os valores de $\gamma_{1,3}$ e $\gamma_{3,3}$, no entanto, como estamos trabalhando com uma carteira aglutinada, a obtenção de κ_i dependendo da distribuição dos eventos é tecnicamente mais coerente.

4. RISCO DE REMISSÃO

4.1. CONSIDERAÇÕES GERAIS

Para análise de risco dos contratos com remissão, definimos algumas premissas básicas iniciais, todas previamente aprovadas pela ANS, a primeira é que assumimos que a cobertura de risco dos contratos é a morte do titular, a segunda é a existência de contratos com remissão temporária, nesse caso assumimos 5 anos que é o prazo mais comum, de acordo com a equipe técnica da ANS, e com remissão vitalícia. Consideramos que as OPSs utilizam o método de repartição de capitais de cobertura, onde a Provisão de Remissão é constituída após a ocorrência do evento.

Na nossa metodologia de cálculo do capital baseado em risco de subscrição, mensuramos fatores de risco de subscrição por faixas etárias padronizadas (ver Tabela 26) para os beneficiários de planos privados de saúde, segregando as coberturas temporária e vitalícia. Apesar de a cobertura vitalícia apresentar pouca representatividade, entendemos ser um risco importante, que não pode ser descartado.

Tabela 26 – Faixas etárias dos planos de saúde

ID	Faixa Etária
1	Até 18 anos
2	De 19 até 23 anos
3	De 24 até 28 anos
4	De 29 até 33 anos
5	De 34 até 38 anos
6	De 39 até 43 anos
7	De 44 até 48 anos
8	De 49 até 53 anos
9	De 54 até 58 anos
10	59 anos ou mais

Resumidamente, para os contratos com remissão temporária (prazo certo) trabalhamos com três incertezas na modelagem: sexo do titular, risco de morte do titular no prazo de um ano e valores anuais dos eventos dos beneficiários durante a cobertura da remissão. Para os contratos com remissão vitalícia adicionamos a incerteza da sobrevivência do cônjuge (beneficiário dependente) após o falecimento do titular. Destaca-se que essa incerteza poderia ser considerada nos contratos por prazo certo, mas considerando o curto prazo esse risco é reduzido e a variação do mesmo não traria grandes ganhos na mensuração, aumentando desnecessariamente a complexidade do modelo. Maiores detalhes serão fornecidos nas próximas seções.

A medida de risco utilizada foi o VaR com níveis de risco de 5%, 2,5%, 1% e 0,5%. Calculamos para esses quatro níveis com o intuito de fornecer à ANS diferentes opções que deverão ser adotadas de acordo com o nível de confiança desejado.

Para avaliação do risco de mortalidade do titular e dependentes utilizamos as tábuas de mortalidade e sobrevivência BR-EMS – mt e sb 2015, segregadas por sexo², desenvolvidas a partir da experiência do mercado segurador brasileiro pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ). As probabilidades de morte utilizadas no nosso processo de simulação são referentes às idades centrais de cada faixa etária. Utilizamos para a morte do titular as tabulas de mortalidade e na remissão vitalícia para a sobrevivência dos cônjuges a tabua de sobrevivência.

Definimos, ainda, que a exposição para cálculo do capital baseado em risco será o valor da contraprestação anual dos beneficiários da remissão, que assumimos como uma *proxy* dos valores das expectativas de despesa de assistência.

Haja vista existir incerteza nas despesas de assistência futuras, devemos assumir uma distribuição de probabilidade para estimar essa despesa anual para os beneficiários a remissão. Assumimos uma função de distribuição positiva de apenas um parâmetro, i.e., a distribuição exponencial. Como trabalhamos na mensuração de fatores para R\$1,00 de exposição, os valores anuais de despesa de eventos, na nossa simulação de

² Circular Susep N.º 515, de 3 de julho de 2015.

Monte Carlos, terão distribuição exponencial com média 1, e, por conseguinte, desvio padrão igual a 1 também.

A exposição ao risco será multiplicada pelo fator correspondente à faixa etária do beneficiário e ao tempo (remissão temporária ou vitalícia). Ressaltamos que consideramos independência entre os contratos e independência dos eventos no tempo. Segue a fórmula para obtenção do capital baseado em risco de subscrição para os contratos com remissão da OPS i :

$$CRS Ra_i = \sum_{n=1}^m f a_{e,v} C_n \quad (1)$$

onde:

$CRS Ra_i$ é o capital baseado em risco de subscrição para os contratos com remissão da OPS i ;

$f a_{e,v}$ é o fator padrão de risco para faixa etária e e temporariedade v (temporária ou vitalícia) do contrato n ;

m é o número de contratos com remissão da OPS i para faixa etária e e temporariedade v ; e

C_n é a exposição ao risco do contrato n na faixa etária e e temporariedade v , i.e., soma das contraprestações dos últimos 12 meses dos beneficiários da remissão do contrato n .

Não obteremos os fatores para primeira faixa etária, de 0-18 anos, haja vista assumimos não haver dependentes para titulares nessa faixa.

4.2. DETALHAMENTO DO MODELO

4.2.1. REMISSÃO POR PRAZO CERTO

Conforme antecipado acima para os contratos de remissão por prazo certo mensuramos o risco considerando três incertezas na modelagem: sexo do titular, risco de morte do titular no prazo de um ano e valores anuais dos eventos dos beneficiários durante a cobertura da remissão. Para isso, resumimos, na tabela abaixo, as características básicas para cada faixa etária que assumimos de acordo com dados obtidos junto à ANS³:

Tabela 27 – Remissão por prazo certo – características por faixa etária

Faixa (e)	Faixa Etária (anos)	Idade Média (i_e)	% Sexo Masculino (s_e)	Número de Ben. Titulares (N_e)
1	Até 18	NA	NA	NA
2	De 19 até 23	21	51,7%	1000
3	De 24 até 28	26	52,3%	1000
4	De 29 até 33	31	53,7%	1000
5	De 34 até 38	36	54,6%	1000
6	De 39 até 43	41	55,1%	1000
7	De 44 até 48	46	55,0%	1000
8	De 49 até 53	51	54,8%	1000
9	De 54 até 58	56	53,6%	1000
10	59 ou mais	77	47,1%	1000

Dadas as características detalhadas acima, iniciamos o processo de determinação da distribuição dos resultados e estimação do risco para cada faixa etária. Para isso utilizamos um procedimento de simulação de Monte Carlo, onde simulamos $N_s =$

³ Para a última faixa a idade média foi obtida através do valor da idade inferior da faixa (59 anos) e a média dos máximos das idades observados para as diferentes operadoras (95 anos). Os percentuais de beneficiários do sexo masculino foram obtidos através dos totais observados por faixa entre as operadoras excluindo as operadoras que não possuem exposição na faixa, a ANS não possui os dados isolados para os planos em remissão. E, por fim, adotou-se o número padrão de 1000 beneficiários por faixa, tendo em vista que a ANS não possui tal número. Somente como base de comparação, observamos o número médio de beneficiários por faixa total e estipulamos um valor a menor, pois entendemos que mesmo que uma operadora que opere com remissão, somente uma parcela pequena dos planos deve prever tal cláusula.

100.000 resultados. Tal processo se resumiu às seguintes etapas para cada faixa etária:

- 1) Simulamos, por meio de uma distribuição Bernoulli com parâmetro s_e , o sexo do titular de cada um dos N_e contratos. Como resultado para cada contrato tivemos uma variável indicadora do sexo I_{sexo} , onde $I_{sexo} = 1$, se sexo masculino, e $I_{sexo} = 0$, se sexo feminino.
- 2) Simulamos, por meio de uma distribuição Bernoulli com parâmetro igual a probabilidade de morte da tábua BR-SEM mt 2015, considerando o sexo (I_{sexo}) e a idade média da faixa etária (i_e), se o titular faleceu ($I_{morte} = 1$) ou não ($I_{morte} = 0$) no ano de avaliação.
- 3) No caso de morte do titular ($I_{morte} = 1$), utilizando uma distribuição exponencial com média 1, geramos as despesas com eventos dos beneficiários para os próximos cinco anos, assumindo independência entre os anos, $X_t \sim Exp(\alpha = 1), \forall 1 \leq t \leq 5$.
- 4) Por fim, determinamos o valor presente dos fluxos financeiros de pagamento de eventos de cada simulação utilizando a estrutura a termo de taxa de juros (ETTJ) de cupom de IPCA (juros real) estimada na data-base junho/2017 pela ANBIMA (2010) utilizando o modelo de Svensson (1994). Utilizamos a taxa spot para o prazo t (y_t).
- 5) Após todas as simulações detalhadas dos passos 1 até 4 para cada um dos N_e contratos da faixa etária, temos uma distribuição de despesas com eventos dos beneficiários da remissão por faixa etária. Matematicamente, temos a seguinte equação do resultado para cada simulação (R_s)⁴:

$$R_s = \sum_{n=1}^{N_e} I_m \times \left(\sum_{t=1}^5 \frac{X_t}{(1 + y_{t-1})^{t-1}} \right) \quad (2)$$

⁴ Existe a incerteza de quando ocorrerá a morte do titular, diante disso, assumimos que no caso de morte, a mesma ocorre no início de cada ano, por isso, adotamos a taxa para $t-1$.

Assim, o valor do capital baseado em risco de subscrição para remissão por prazo certo, por faixa etária, será igual ao VaR de R_s , para cada nível de risco, descontado da esperança da distribuição de despesas com eventos, $E[R_s]$. Para transformar em fatores unitários, dividimos os valores do capital pelo número de titulares em cada faixa, N_e .

Nos histogramas agregados, na Figura 6, abaixo, apresentamos as distribuições dos resultados para as diferentes faixas etárias.

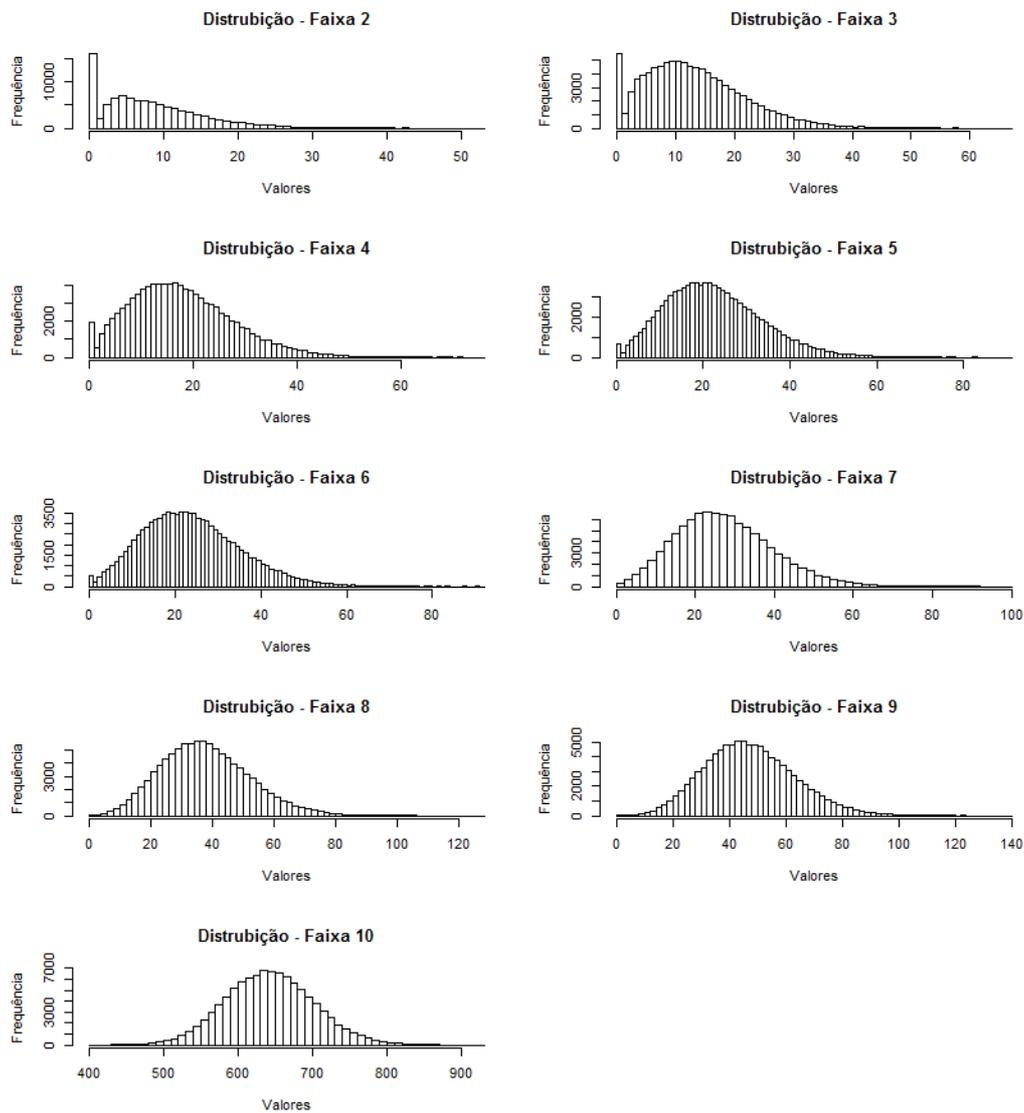


Figura 6 – Risco de Remissão (Prazo Certo) - Distribuição dos resultados

Adicionalmente, consolidamos na tabela abaixo os resultados para diferentes níveis de confiança.

Tabela 28 – Risco de Remissão (Prazo Certo) para R\$1,00 de exposição ao risco - Resultados para diferentes níveis de confiança

Faixa	Média	VaR-95%	VaR-97,5%	VaR-99%	VaR-99,5%	Capital-95%	Capital-97,5%	Capital-99%	Capital-99,5%
1	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2	0,004	0,012	0,015	0,018	0,020	0,009	0,011	0,014	0,016
3	0,003	0,012	0,014	0,017	0,019	0,009	0,011	0,014	0,016
4	0,004	0,013	0,015	0,018	0,020	0,009	0,011	0,015	0,017
5	0,005	0,014	0,017	0,020	0,023	0,010	0,012	0,016	0,018
6	0,006	0,017	0,020	0,024	0,027	0,011	0,014	0,018	0,020
7	0,009	0,022	0,026	0,029	0,032	0,013	0,017	0,020	0,023
8	0,014	0,031	0,035	0,039	0,042	0,016	0,020	0,025	0,028
9	0,022	0,042	0,047	0,052	0,056	0,020	0,024	0,030	0,034
10	0,130	0,175	0,185	0,196	0,203	0,045	0,054	0,066	0,073

Assim, as quatro últimas colunas da tabela acima são os fatores padrão de risco, para os quatro diferentes níveis de risco, para cada faixa etária para contratos com cláusula de remissão temporária - $fa_{e,v}$. Os fatores são aplicados na equação (1) desta seção para cálculo do capital.

Destaca-se dos resultados acima que como esperado o valor do capital é crescente de acordo com a faixa etária. Isso basicamente ocorre, pois nas primeiras faixas o risco de morte do titular é mais reduzido e com isso na maioria dos casos não há a morte do titular, logo há uma concentração muito grande de resultados nulos. Nas maiores faixas essa probabilidade aumenta, logo existem mais resultados diferentes de zero e conseqüentemente ocorre o aumento da incerteza.

4.2.2. REMISSÃO VITALÍCIA

Efetuamos procedimento análogo ao do prazo certo, contudo, conforme já antecipado, para os contratos com remissão vitalícia adicionamos a incerteza da sobrevivência do

cônjuge (beneficiário dependente) após o falecimento do titular. Outra observação importante é que consideramos para as simulações uma estrutura familiar típica onde no casal o homem é três anos mais velho que a mulher e existem dois filhos 30 anos mais novos que o titular do plano. Consideramos também que a cobertura dos filhos em caso de falecimento do titular ocorre até a maior idade aos 21 anos.

Diante do detalhamento simples acima, resumimos, na tabela abaixo, as características básicas para cada faixa etária⁵:

Tabela 29 – Remissão vitalícia para R\$1,00 de exposição ao risco – características por faixa etária

Faixa (e)	Idade Média (i_e)	Idade do Cônjuge (i_{ce}) se titular		% Sexo Masculino (s_e)	Número de ben. Titulares (N_e)	Idade dos Filhos ⁶	Prazo Renda Filhos (p_e)
		Homem	Mulher				
1	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2	21	18	24	51,7%	1000	NA	NA
3	26	23	29	52,3%	1000	NA	NA
4	31	28	34	53,7%	1000	1	20
5	36	33	39	54,6%	1000	6	15
6	41	38	44	55,1%	1000	11	10
7	46	43	49	55,0%	1000	16	5
8	51	48	54	54,8%	1000	NA	NA
9	56	53	59	53,6%	1000	NA	NA
10	77	74	80	47,1%	1000	NA	NA

Dadas as características detalhadas acima, iniciamos o processo de determinação da distribuição dos resultados e estimação do risco para cada faixa etária. Para isso utilizamos um procedimento de simulação de Monte Carlo, onde simulamos $N_s = 100.000$ resultados. Tal processo se resumiu às seguintes etapas:

⁵ Para a última faixa a idade média foi obtida através do valor da idade inferior da faixa (59 anos) e a média dos máximos das idades observados para as diferentes operadoras (95 anos). Os percentuais de beneficiários do sexo masculino foram obtidos através dos totais observados por faixa entre as operadoras excluindo as operadoras que não possuem exposição na faixa, a ANS não possui os dados isolados para os planos em remissão. E, por fim, adotou-se o número padrão de 1000 beneficiários por faixa, tendo em vista que a ANS não possui tal número. Somente como base de comparação, observamos o número médio de beneficiários por faixa total e estipulamos um valor a menor, pois entendemos que mesmo que uma operadora que opere com remissão, somente uma parcela dos planos deve prever tal cláusula.

⁶ Considerando a estrutura familiar padrão adotada somente há filhos nas faixas 4 até 7.

- 1) Simulamos, por meio de uma distribuição Bernoulli com parâmetro s_e , o sexo do titular de cada um dos N_e contratos. Como resultado para cada contrato tivemos uma variável indicadora do sexo I_{sexo} , onde $I_{sexo} = 1$, se sexo masculino, e $I_{sexo} = 0$, se sexo feminino.
- 2) Simulamos, por meio de uma distribuição Bernoulli com parâmetro igual a probabilidade de morte da tábua BR-SEM mt 2015, considerando o sexo (I_{sexo}) e a idade média da faixa etária (i_e), se o titular faleceu ($I_{morte} = 1$) ou não ($I_{morte} = 0$) no ano de avaliação.
- 3) No caso de morte do titular ($I_{morte} = 1$), todo ano até o final da tábua BR-EMS sb 2015, por meio de uma distribuição Bernoulli com parâmetro igual a probabilidade de morte da tábua, considerando o sexo e a idade, verificamos se o cônjuge faleceu ou não. Em caso de falecimento, encerra-se a simulação para esse cônjuge e obtemos a idade de morte do cônjuge (m_c).
- 4) No caso de morte do titular ($I_m = 1$), utilizando uma distribuição exponencial com média 1, geramos as despesas X_t com eventos dos beneficiários dependentes até a idade de morte do cônjuge (m_c) e para as faixas que se aplica geramos valores das despesas de cada um dos dois filhos w ($X_{f,t,w}$) até a maior idade (p_e) dos mesmos, assumindo independência entre os anos, $X_t \sim Exp(\alpha = 1), \forall 1 \leq t \leq m_c$ e $X_{f,t,w} \sim Exp(\alpha = 1), \forall 1 \leq t \leq p_e$ e $w = 1$ e 2. Observa-se ainda que nas faixas que existem filhos serão 3 assistidos e nas demais será somente um assistido. Logo o número de dependentes por faixa será $n_{a_e} = 1$ ou 3.
- 5) Por fim, determinamos o valor presente dos fluxos financeiros de pagamento de eventos de cada simulação utilizando a estrutura a termo de taxa de juros (ETTJ) de cupom de IPCA (juros real) estimada na data-base junho/2017 pela ANBIMA (2010) utilizando o modelo de Svensson (1994). Utilizamos a taxa spot para o prazo t (y_t).
- 6) Após todas as simulações detalhadas dos passos 1 até 5 para cada um dos N_e contratos da faixa etária, temos uma distribuição de despesas com eventos dos

beneficiários da remissão por faixa etária. Matematicamente, temos a seguinte equação do resultado para cada simulação s (R_s):

$$R_s = \sum_{n=1}^{N_e} I_m \times \left(\sum_{t=1}^{m_c} \frac{X_t}{(1 + y_{t-1})^{t-1}} + \sum_{t=1}^{p_e} \frac{X_{f_{t,1}} + X_{f_{t,2}}}{(1 + y_{t-1})^{t-1}} \right) \quad (3)$$

Assim, o valor do capital baseado em risco de subscrição para remissão por prazo certo, por faixa etária, será igual ao VaR de R_s , para cada nível de risco, descontado da esperança da distribuição de despesas com eventos, $E[R_s]$. Para transformar em fatores unitários, dividimos os valores do capital pelo número de titulares em cada faixa, N_e e o número de beneficiários dependentes (n_{a_e}).

Nos histogramas agregados na Figura 7, abaixo, apresentamos as distribuições dos resultados para as diferentes faixas etárias.

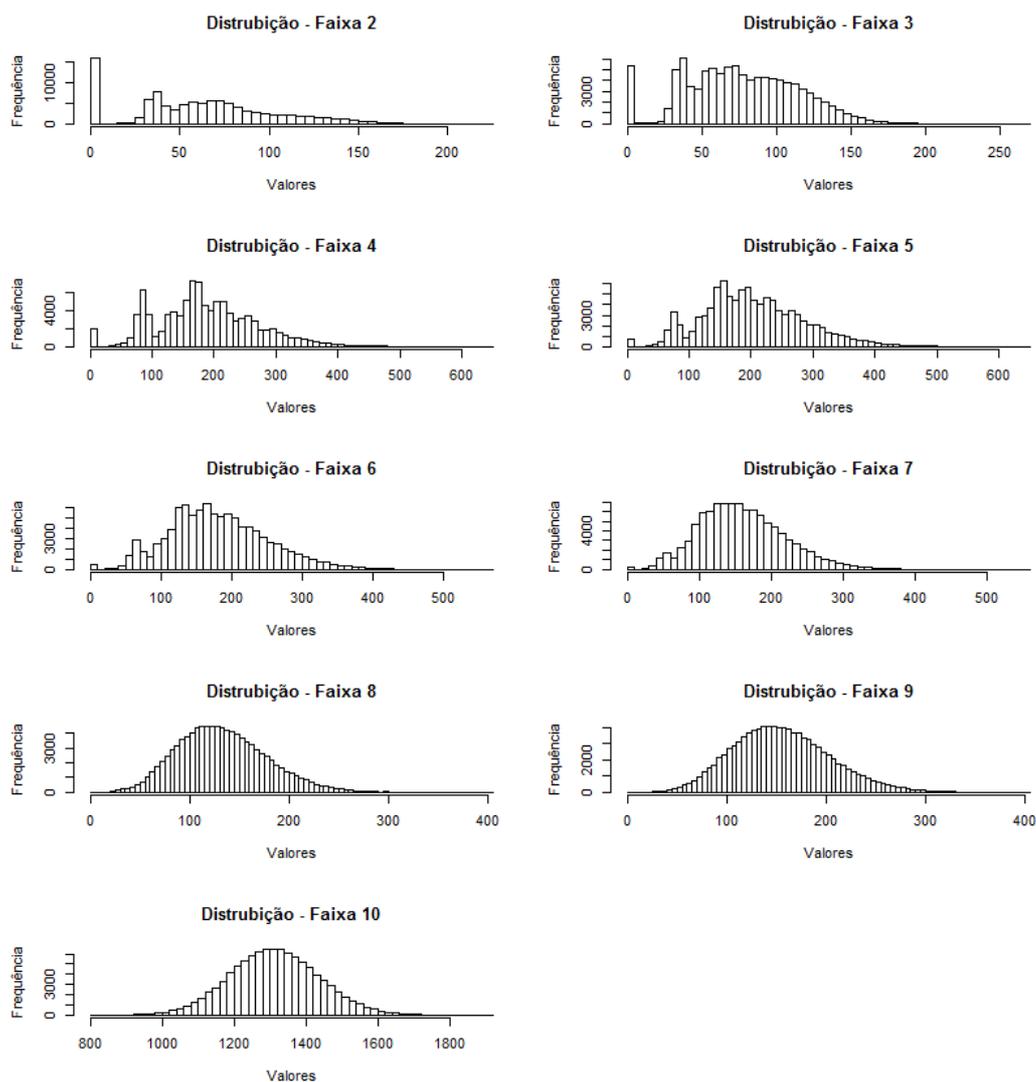


Figura 7 – Risco de Remissão (Vitalícia) - Distribuição dos resultados

Adicionalmente, consolidamos, na tabela abaixo, os resultados para diferentes níveis de confiança.

Tabela 30 – Risco de Remissão (Prazo Vitalícia) para R\$1,00 de exposição ao risco - Resultados para diferentes níveis de confiança

Faixa	Média	VaR-95%	VaR-97,5%	VaR-99%	VaR-99,5%	Capital-95%	Capital-97,5%	Capital-99%	Capital-99,5%
1	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2	0,037	0,107	0,130	0,146	0,154	0,070	0,093	0,109	0,117
3	0,034	0,100	0,120	0,136	0,144	0,066	0,087	0,102	0,110

Faixa	Média	VaR-95%	VaR-97,5%	VaR-99%	VaR-99,5%	Capital-95%	Capital-97,5%	Capital-99%	Capital-99,5%
4	0,018	0,054	0,058	0,063	0,067	0,036	0,040	0,045	0,049
5	0,019	0,051	0,055	0,060	0,064	0,032	0,036	0,041	0,045
6	0,021	0,048	0,052	0,058	0,063	0,027	0,031	0,037	0,042
7	0,022	0,044	0,048	0,054	0,058	0,022	0,026	0,032	0,036
8	0,062	0,109	0,120	0,134	0,144	0,048	0,059	0,072	0,082
9	0,079	0,136	0,149	0,165	0,176	0,057	0,070	0,087	0,097
10	0,266	0,360	0,380	0,403	0,422	0,094	0,114	0,137	0,156

Assim, as quatro últimas colunas da tabela acima são os fatores padrão de risco, para os quatro diferentes níveis de risco, para cada faixa etária para contratos com cláusula de remissão vitalícia - $fa_{e,v}$. Os fatores são aplicados na equação (1) desta seção para cálculo do capital.

5. RISCO DE REMIDOS

5.1. CONSIDERAÇÕES GERAIS

Para análise de risco dos contratos já remidos, definimos algumas premissas básicas iniciais, todas previamente aprovadas pela ANS. Todas essas premissas já foram detalhadas na seção anterior onde apresentamos a mensuração do risco de remissão.

A grande diferença do risco mensurado para os contratos ativos de remissão (seção anterior) para os já remidos é o fato do evento gerador da remissão (no caso deste trabalho consideramos somente o evento de morte) já ocorreu, logo retiramos a incerteza da morte do titular. Adicionalmente, outra diferença é a base de aplicação dos fatores, que será detalhada adiante.

Conforme detalhado no relatório do Produto 1, de acordo com RN n.º 293, de 2015, a provisão para Remissão deve ser constituída integralmente por metodologia atuarial. Para cálculo do capital baseado em risco de subscrição, dividiremos os contratos em 3 faixas referente ao tempo restante de pagamento da remissão: (i) tempo remanescente entre 0 e 2,5; (ii) tempo remanescente entre 2,5 e 5 e (iii) vitalício. Para este último, utilizaremos segregações por faixas de idade comuns à saúde suplementar. Para o caso vitalício, trabalharemos com as idades médias das faixas de idade para estimação do risco referente à probabilidade de morte.

Para os fatores de prazo certo, tendo em vista que desconsideramos o risco de morte do beneficiário dependente assistido durante a remissão o único risco é a incerteza do valor dos eventos. Já para a parcela de contratos vitalícios existe ainda a incerteza da morte do beneficiário assistido. Destaca-se que esta incerteza poderia ser considerada nos contratos por prazo certo, mas considerando o curto prazo esse risco é reduzido e a variação do mesmo não traria grandes ganhos na mensuração, aumentando

desnecessariamente a complexidade do modelo. Detalhamento maior será fornecido nas próximas seções.

A medida de risco utilizada foi o VaR com níveis de risco de 5%, 2,5%, 1% e 0,5%. Calculamos para esses quatro níveis com o intuito de fornecer à ANS diferentes opções que deverão ser adotadas de acordo com o nível de confiança desejado.

Para avaliação do risco de morte do beneficiário dependente utilizamos as tábuas de sobrevivência BR-EMS–sb 2015, segregadas por sexo⁷, desenvolvidas a partir da experiência do mercado segurador brasileiro pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ). As probabilidades de morte utilizadas no nosso processo de simulação são referentes às idades centrais de cada faixa etária.

Haja vista existir incerteza nas despesas de assistência futuras, devemos assumir uma distribuição de probabilidade para estimar essa despesa anual para os beneficiários remidos. Assumimos uma função de distribuição positiva de apenas um parâmetro, i.e., distribuição exponencial. Como trabalhamos na mensuração de fatores para R\$1,00 de exposição, os valores anuais de despesa de eventos, na nossa simulação de Monte Carlos, terão distribuição exponencial com média 1, e, por conseguinte, desvio padrão igual a 1 também.

A exposição para cálculo do capital baseado em risco será o valor anual da expectativa de despesa de assistência à saúde de cada beneficiário remido. A exposição de cada beneficiário será multiplicada pelo fator correspondente à faixa etária e e ao prazo restante de remissão v . Consideraremos a independência entre os contratos.

$$CRSRm_i = \sum_{n=1}^b f m_{e,v} E d_n \quad (1)$$

Onde:

⁷ Circular Susep N.º 515, de 3 de julho de 2015.

$CRSRm_i$ é o capital baseado em risco de subscrição para os beneficiários remidos da OPS i ;

$fm_{e,v}$ é o fator de risco para faixa etária e e temporariedade v (temporária ou vitalícia) do beneficiário n ;

b é o número total de beneficiários remidos; e

Ed_n é a exposição ao risco do beneficiário n , i.e., e a soma dos valores das expectativas de despesa de assistência à saúde de n dos últimos 12 meses.

5.2. DETALHAMENTO DO MODELO

5.2.1. REMIDOS POR PRAZO CERTO

Conforme antecipado acima para os contratos remidos por prazo certo mensuramos somente o risco considerando a incerteza dos valores anuais dos eventos dos beneficiários durante a cobertura remida. Para isso, segregamos os contratos atualmente remidos em duas faixas de prazos: Até 2,5 anos e de 2,5 até 5 anos.

Considerando uma distribuição uniforme de contratos nos dois grupos de prazos, adotamos como prazo de remissão ainda a ocorrer o prazo médio desses dois grupos, ou seja, 1,25 anos e 3,75 anos. Como trabalhamos com o prazo anual e adotando uma premissa mais conservadora arredondamos os prazos para o inteiro imediatamente superior. Logo, os prazos de remissão pendente em cada faixa será $t_p = 2$ e 4 anos na simulação. Resumidamente, temos na tabela abaixo⁸:

⁸Adotou-se o número padrão de 1000 beneficiários por faixa, tendo em vista que a ANS não possui tal número. Somente como base de comparação, observamos o número médio por faixa total e estipulamos um valor a menor, pois entendemos que mesmo que uma operadora que opere com remissão, somente uma parcela dos planos deve prever tal cláusula.

Tabela 31 – Remidos por prazo certo – características por faixa de prazos

Prazos (p)	Faixa de Prazos (anos)	Prazo remanescente (t_p)	Número de Ben. Dependentes (N_p)
1	Até 2,5 anos	2	1.000
2	De 2,5 até 5 anos	4	1.000

Dadas as simples premissas detalhadas acima, iniciamos o processo de determinação da distribuição dos resultados e estimação do risco para os dois diferentes grupos de prazos. Para isso utilizamos um procedimento de simulação de Monte Carlo, onde simulamos $N_s = 100.000$ resultados. Tal processo se resumiu às seguintes etapas:

- 1) Utilizando uma distribuição exponencial com média 1, geramos as despesas com eventos dos beneficiários para os próximos t_p anos, assumindo independência entre os anos, $X_t \sim \text{Exp}(\alpha = 1), \forall 1 \leq t \leq t_p$.
- 2) Determinamos o valor presente dos fluxos financeiros de pagamento de eventos de cada simulação utilizando a estrutura a termo de taxa de juros (ETTJ) de cupom de IPCA (juros real) estimada na data-base junho/2017 pela ANBIMA (2010) utilizando o modelo de Svensson (1994). Utilizamos a taxa spot para o prazo t (y_t).
- 3) Após todas as simulações detalhadas dos passos 1 até 2 para cada um dos N_p contratos da faixa etária, temos uma distribuição de despesas com eventos dos beneficiários remidos por grupos de prazo. Matematicamente, temos a seguinte equação do resultado para cada simulação (R_s):

$$R_s = \sum_{n=1}^{N_p} \sum_{t=1}^{t_p} \frac{X_t}{(1 + y_{t-1})^{t-1}} \quad (2)$$

Assim, o valor do capital baseado em risco de subscrição para remidos por prazo certo, por grupos de prazos, será igual ao VaR de R_s , para cada nível de risco, descontado da esperança da distribuição de despesas com eventos, $E[R_s]$. Para transformar em fatores unitários, dividimos os valores do capital pelo número de dependentes em cada faixa, N_p .

Nos histogramas agregados na Figura 8 abaixo apresentamos as distribuições dos resultados para as diferentes faixas etárias.

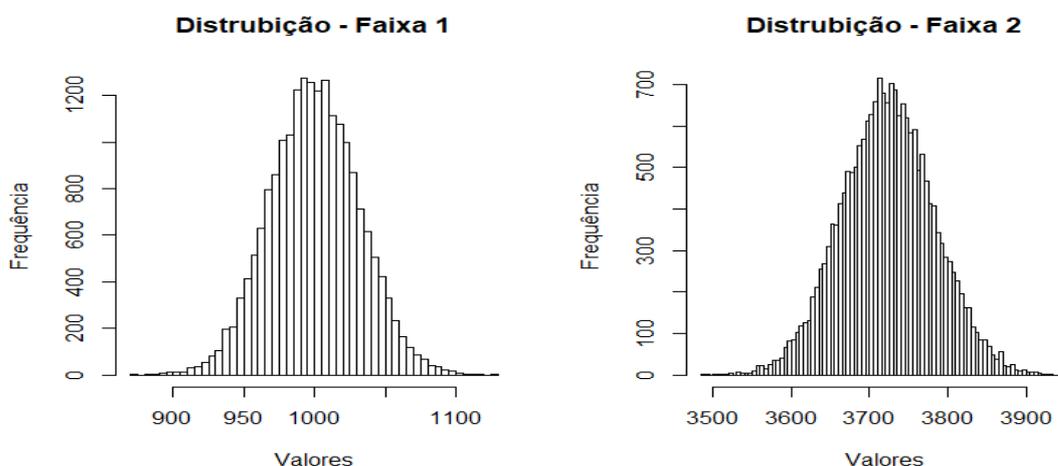


Figura 8 – Risco de Remidos (Prazo Certo) - Distribuição dos resultados

Adicionalmente, consolidamos na tabela abaixo os resultados para diferentes níveis de confiança.

Tabela 32 – Risco de Remidos (Prazo Certo) para R\$1,00 de exposição ao risco - Resultados para diferentes níveis de confiança

Faixa	Média	VaR-95%	VaR-97,5%	VaR-99%	VaR-99,5%	Capital-95%	Capital-97,5%	Capital-99%	Capital-99,5%
1	1,953	2,026	2,040	2,056	2,067	0,073	0,087	0,103	0,114
2	3,722	3,820	3,839	3,861	3,876	0,098	0,117	0,138	0,154

As duas últimas colunas da tabela são os fatores padrão de risco, para os quatro diferentes níveis de risco, para cada faixa etária para contratos remidos - $fm_{e,v}$. Os fatores são aplicados na equação (1) desta seção para cálculo do capital.

5.2.2. REMIDOS VITALICIAMENTE

Efetuamos procedimento análogo ao do prazo certo, contudo, conforme já antecipado, para os contratos com remissão vitalícia adicionamos a incerteza da sobrevivência do cônjuge (beneficiário dependente) após o falecimento do titular, logo os fatores se diferenciam por faixa etária e não por grupos de prazo. Outra observação importante é que entre os beneficiários dependentes remidos existem cônjuges e filhos menores. Para a primeira faixa entendemos que não há cônjuge, pois, a idade é até 18 anos. Adicionalmente, considerando que a cobertura dos filhos em caso de falecimento do titular ocorre até a maior idade aos 21 anos, por isso, considerando a média de cada faixa somente haverá filhos cobertos na primeira faixa etária. Logo, em resumo, na primeira faixa somente temos dependentes assistidos filhos e nas demais somente cônjuges. A tabela abaixo resume as características básicas para cada faixa etária⁹:

Tabela 33 – Remidos vitaliciamente – características por faixa etária

Faixa (e)	Idade Média Assistido (i_e)	% Sexo Masculino (s_e)	Número de Ben. Dependentes (N_e)	Idade dos Filhos ¹⁰	Prazo Renda Filhos (p_e)
1	NA	NA	NA	9	12
2	21	44,3%	1000	21	0
3	26	33,1%	1000	NA	NA
4	31	29,6%	1000	NA	NA
5	36	29,9%	1000	NA	NA
6	41	30,1%	1000	NA	NA
7	46	29,3%	1000	NA	NA
8	51	29,0%	1000	NA	NA
9	56	29,6%	1000	NA	NA
10	77	29,1%	1000	NA	NA

⁹ Para a última faixa a idade média foi obtida através do valor da idade inferior da faixa (59 anos) e a média dos máximos das idades observados para as diferentes operadoras (94 anos). Os percentuais de beneficiários do sexo masculino foram obtidos através dos totais observados por faixa entre as operadoras excluindo as operadoras que não possuem exposição na faixa, a ANS não possui os dados isolados para os planos de remidos. E, por fim, adotou-se o número padrão de 1000 beneficiários por faixa, tendo em vista que a ANS não possui tal número. Somente como base de comparação, observamos o número médio de beneficiários por faixa total e estipulamos um valor a menor, pois entendemos que mesmo que uma operadora que opere com remissão, somente uma parcela dos planos deve prever tal cláusula.

¹⁰ Considerando a estrutura familiar padrão adotada somente há filhos nas faixas 4 até 7.

Dadas as características detalhadas acima, iniciamos o processo de determinação da distribuição dos resultados e estimação do risco para cada faixa etária. Para isso utilizamos um procedimento de simulação de Monte Carlo, onde simulamos $N_s = 100.000$ resultados. Tal processo se resumiu às seguintes etapas:

- 1) Para as faixas 2 até 10, simulamos, por meio de uma distribuição Bernoulli com parâmetro s_e , o sexo do cônjuge assistido de cada um dos N_e contratos. Como resultado para cada contrato tivemos uma variável indicadora do sexo I_{sexo} , onde $I_{sexo} = 1$, se sexo masculino, e $I_{sexo} = 0$, se sexo feminino.
- 2) Para as faixas 2 até 10, todo ano até o final da tábua BR-EMS sb 2015, por meio de uma distribuição Bernoulli com parâmetro igual a probabilidade de morte da tábua, considerando o sexo e a idade, verificamos se o cônjuge faleceu ou não. Em caso de falecimento, encerra-se a simulação para esse cônjuge e obtemos a idade de morte do cônjuge (m_c).
- 3) Para as faixas 2 até 10, utilizando uma distribuição exponencial com média 1, geramos as despesas X_t com eventos dos beneficiários até a idade de morte do cônjuge (m_c) e para a faixa 1 geramos valores das despesas de cada filho X_{f_t} até a maior idade (p_e) do mesmo, assumindo independência entre os anos, $X_t \sim \text{Exp}(\alpha = 1), \forall 1 \leq t \leq m_c$ e $X_{f_t} \sim \text{Exp}(\alpha = 1), \forall 1 \leq t \leq p_e$.
- 4) Por fim, determinamos o valor presente dos fluxos financeiros de pagamento de eventos de cada simulação utilizando a estrutura a termo de taxa de juros (ETTJ) de cupom de IPCA (juros real) estimada na data-base junho/2017 pela ANBIMA (2010) utilizando o modelo de Svensson (1994). Utilizamos a taxa spot para o prazo t (y_t).
- 5) Após todas as simulações detalhadas dos passos 1 até 4 para cada um dos N_e contratos da faixa etária, temos uma distribuição de despesas com eventos dos beneficiários da remissão por faixa etária. Matematicamente, temos a seguinte equação do resultado para cada simulação s (R_s):

Para a faixa 1:

$$R_s = \sum_{n=1}^{N_e} \sum_{t=1}^{p_e} \frac{X_{f_t}}{(1 + y_{t-1})^{t-1}} \quad (3)$$

Para a faixa 2 até a 10:

$$R_s = \sum_{n=1}^{N_e} \sum_{t=1}^{m_c} \frac{X_t}{(1 + y_{t-1})^{t-1}} \quad (4)$$

Assim, o valor do capital baseado em risco de subscrição para remissão por prazo certo, por faixa etária, será igual ao VaR de R_s , para cada nível de risco, descontado da esperança da distribuição de despesas com eventos, $E[R_s]$. Para transformar em fatores unitários, dividimos os valores do capital pelo número de dependentes em cada faixa, N_e .

Nos histogramas agregados, na Figura 9, abaixo apresentamos as distribuições dos resultados para as diferentes faixas etárias.

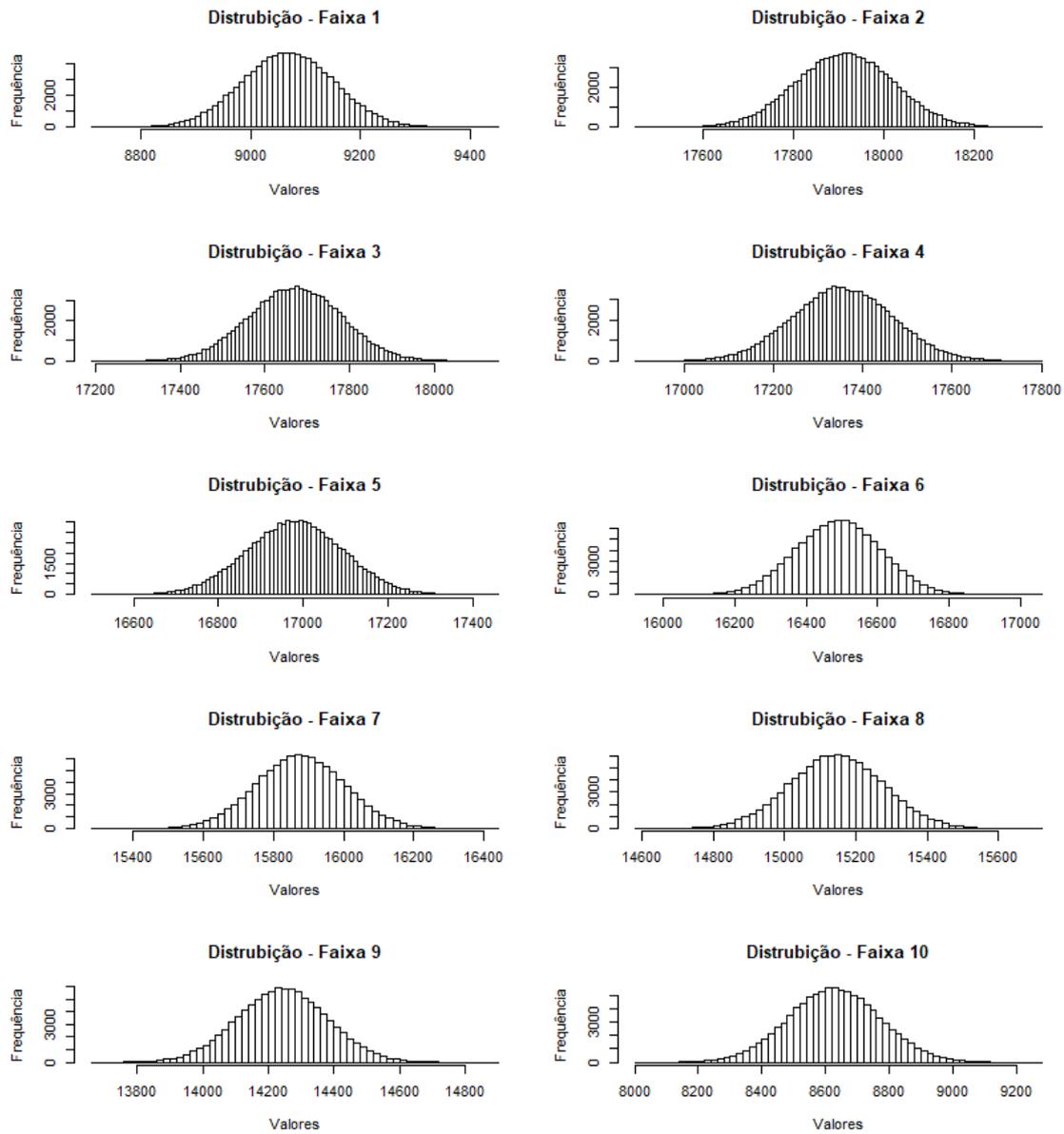


Figura 9 – Risco de Remidos (Vitaliciamente) - Distribuição dos resultados

Adicionalmente, consolidamos, na tabela abaixo, os resultados para diferentes níveis de confiança.

Tabela 34 – Risco de Remidos (Vitaliciamente) para R\$1,00 de exposição ao risco - Resultados para diferentes níveis de confiança

Faixa	Média	VaR-95%	VaR-97,5%	VaR-99%	VaR-99,5%	Capital-95%	Capital-97,5%	Capital-99%	Capital-99,5%
1	9,069	9,207	9,233	9,264	9,285	0,139	0,165	0,195	0,216
2	17,915	18,091	18,125	18,167	18,192	0,176	0,210	0,252	0,277
3	17,671	17,851	17,885	17,926	17,953	0,179	0,214	0,254	0,282
4	17,355	17,538	17,575	17,616	17,645	0,184	0,220	0,261	0,290
5	16,981	17,170	17,206	17,249	17,280	0,189	0,225	0,267	0,299
6	16,490	16,686	16,723	16,767	16,795	0,196	0,233	0,277	0,305
7	15,877	16,083	16,123	16,167	16,199	0,206	0,247	0,290	0,322
8	15,145	15,361	15,402	15,448	15,481	0,217	0,257	0,303	0,336
9	14,243	14,469	14,510	14,559	14,595	0,226	0,267	0,316	0,351
10	8,629	8,867	8,912	8,965	8,999	0,238	0,284	0,336	0,371

As quatro últimas colunas da tabela são os fatores padrão de risco, para os quatro diferentes níveis de risco, para cada faixa etária para contratos remidos vitalícios - $fm_{e,v}$. Os fatores são aplicados na equação (1) desta seção para cálculo do capital.

6. RISCO DE PSL-SUS

6.1. CONSIDERAÇÕES GERAIS

A IN Conjunta n.º 5 da DIOPE e DIDES, de 30 de setembro de 2011, dispõe sobre a contabilização dos montantes devidos de Ressarcimento ao SUS no Plano de Contas Padrão da ANS, e é a base para desenvolvimento da metodologia da mensuração do risco de subscrição da PSL SUS.

O risco será mensurado apenas sobre a parcela da PSL SUS estimada, i.e., não abrange o montante total cobrado nas Guias de Recolhimento da União (GRU) emitidas e o saldo de parcelamento aprovado pela ANS. Assim, o risco de subscrição terá como referência os valores das notificações dos Avisos de Beneficiários Identificados (ABI) e o percentual histórico de cobrança (%hc),

Para desenvolvimento da metodologia, destacamos o art. 2º da IN Conjunta n.º 5, de 2011, e consideramos os entendimentos com a equipe técnica da ANS, no desenvolvimento do Produto 1, quando se definiu não haver risco na PSL:

“Art. 2º As operadoras de planos privados de assistência à saúde devem proceder ao registro contábil relativo ao ressarcimento ao SUS, mensalmente, nas respectivas contas contábeis previstas no Anexo da IN DIOPE nº 46, de 25 de fevereiro de 2011, com base nos valores das notificações dos Avisos de Beneficiários Identificados (ABI) considerando o percentual histórico de cobrança (%hc), somado ao montante total cobrado nas Guias de Recolhimento da União (GRU) emitidas e ao saldo de parcelamento aprovado pela ANS.

§ 1º O percentual histórico de cobrança (%hc) será calculado, com base no histórico individual das operadoras, pelo total dos valores cobrados sobre o total dos valores notificados, com base nos ABIs emitidos até 120 dias anteriores ao mês da contabilização.

§ 2º O valor total dos ABIs notificados e ainda sem a emissão das respectivas GRUs pela ANS, multiplicado pelo %hc, deverá ser registrado no passivo circulante na conta de Provisão de Eventos/Sinistros a Liquidar do Plano de Contas Padrão da ANS.

§ 3º O valor cobrado pela ANS por meio de GRU, devidamente atualizado, até o mês da contabilização, com multa e juros de mora, deverá ser registrado no passivo circulante na conta de Provisão de Eventos/Sinistros a Liquidar do Plano de Contas Padrão da ANS.

§ 4º O valor correspondente ao parcelamento do ressarcimento ao SUS, após aprovação da ANS, deverá ser registrado no passivo circulante na conta de Provisão de Eventos/Sinistros a Liquidar do Plano de Contas Padrão da ANS.”

§ 5º O montante correspondente às parcelas com vencimento em prazo superior a doze meses após a data do balanço deverá ser registrado no passivo não circulante na conta de Provisão de Eventos/Sinistros a Liquidar do Plano de Contas Padrão da ANS.

§ 6º Os valores de Ressarcimento ao SUS a serem registrados serão disponibilizados mensalmente na página da ANS na Internet (www.ans.gov.br - Espaço da Operadora - Ressarcimento ao SUS - Processos Físicos).

6.2. DETALHAMENTO DO MODELO

Portanto, vemos que %hc é uma proporção, calculado a partir da proporção da amostra de *valores cobrados por total dos valores notificados*, portanto, podemos utilizar a teoria da estimativa do intervalo de confiança para proporção. Utilizaremos, então, o intervalo de confiança padronizado de ‘Wald’ (Wallis, 2013), justificado pela Teoria do Limite Central, assumindo que a distribuição discreta binomial pode ser aproximada para uma distribuição Normal.

Assumimos que:

- Proporção da amostra = %hc_i; e

- Desvio padrão = $\sqrt{\%hc_i(1 - \%hc_i)/ABI_i}$

Onde:

$\%hc_i$ é o percentual histórico da OPS “i”; e

ABI_i é o valor total dos ABIs notificados e ainda sem a emissão das respectivas GRUs pela ANS para OPS “i”. Ambos calculados nos termos do da IN Conjunta n.º 5, de 2011.

O valor da parte da provisão PSL SUS estimada é obtido pela multiplicação de $\%hc_i$ e ABI_i , na forma da citada IN, e corresponde à esperança da distribuição. Já a necessidade de capital baseado no risco de provisionamento da PSL SUS para cada OPS, utilizando VaR para um nível de risco α (5%, 2,5%, 1% e 0,5%), é dada pela seguinte equação:

$$CRSSUS_i = z_{1-\alpha} \sqrt{\%hc_i (1 - \%hc_i) ABI_i} \quad (1)$$

onde:

$CRSSUS_i$ é o capital de risco de subscrição – risco de provisionamento da PSL-SUS da OPS “i”; e

$z_{1-\alpha}$ da distribuição normal padrão com nível de risco α (unicaudal).

A parcela do capital de subscrição $CRSSUS_i$ será calculada com base nos mesmos valores utilizados para mensuração da parcela da PSL SUS estimada, que são os valores das notificações dos Avisos de Beneficiários Identificados (ABI) e o percentual histórico de cobrança ($\%hc$). Dessa forma, não há necessidade de solicitação de informação extra das OPSs.

Para o nível de risco de 5%, o capital é obtido pela equação abaixo:

$$CRSSUS_{i,2,5\%} = 1,64 \sqrt{\%hc_i (1 - \%hc_i) ABI_i} \quad (2)$$

Para o nível de risco de 2,5%, o capital é obtido pela equação abaixo:

$$CRSSUS_{i,2,5\%} = 1,96\sqrt{\%hc_i(1 - \%hc_i)ABI_i} \quad (3)$$

Para o nível de risco de 1%, o capital é obtido pela equação abaixo:

$$CRSSUS_{i,1\%} = 2,33\sqrt{\%hc_i(1 - \%hc_i)ABI_i} \quad (4)$$

Para o nível de risco de 0,5%, o capital é obtido pela equação abaixo:

$$CRSSUS_{i,0,5\%} = 2,56\sqrt{\%hc_i(1 - \%hc_i)ABI_i} \quad (5)$$

Para efeito comparativo, é interessante obtermos uma relação entre o valor do capital e da provisão:

$$\frac{CRSSUS_{i,\alpha}}{\text{parcela da PLSUS}_i} = \frac{z_{1-\alpha}\sqrt{\%hc_i(1 - \%hc_i)ABI_i}}{\%hc_i ABI_i} \quad (6)$$

Onde *parcela da PLSUS_i* é o valor da PSL SUL que é estimada utilizando a proporção $\%hc_i$.

Sabemos que o valor de $\%hc_i$ que maximiza o capital baseado em risco é 0,5. Logo, temos que o valor máximo de capital/provisão será:

$$\frac{CRSSUS_{i,\alpha}}{\text{parcela da PLSUS}_i} = \frac{z_{1-\alpha}}{\sqrt{ABI_i}} \quad (7)$$

Como esperado, quanto maior o montante notificado e ainda sem a emissão das respectivas GRUs, maior os valores de provisão e de capital, mas menor a relação capital/provisão.

7. AGREGAÇÃO FINAL DOS RISCOS

O risco de subscrição referente a contratos em remissão e remidos será somado entre eles, por serem de mesmo driver de risco, qual seja, variação na taxa de mortalidade, juros e eventos. Posteriormente à soma, este risco de subscrição será agregado aos demais considerando correlação zero (descorrelacionado). Já a parcela referente ao requerimento de capital de risco de subscrição PSL-SUS será adicionada ao de risco de subscrição de provisionamento.

O capital final baseado no risco de subscrição (*CRS*) da OPS *i* virá da seguinte fórmula:

$$CRS_i = \sqrt{(CRSPre_i)^2 + 2\rho (CRSPre_i) (CRSPro_i + CRSSUS_i) + (CRSPro_i + CRSSUS_i)^2 + (CRSRa_i + CRSRm_i)^2} \quad (1)$$

Onde:

CRSPre_i é obtido para cada OPS *i*, conforme descrito nas seção 2;

CRSPro_i é obtido para cada OPS *i*, conforme descrito na seção 3;

CRSSUS_i é obtido para cada OPS *i*, conforme descrito na seção 6;

ρ é a correlação entre os riscos de precificação e provisionamento, calculado conforme descrito a seguir;

CRSRa_i é obtido para os contratos com remissão de cada OPS *i*, conforme descrito na seção 4; e

CRSRm_i é obtido para os contratos remidos de cada OPS *i*, conforme descrito na seção 5.

Para calcular a correlação entre os riscos de precificação e provisionamento $-\rho$, seguimos a seguinte metodologia:

- a) Montamos a série temporal do resultado de subscrição de precificação (*RSPre*) para cada porte *p*, onde:

$$RSPre_{p,t} = C_{p,t} - EV_{p,t} - DG_{p,t} \quad (2)$$

- b) Montamos também a série temporal dos eventos ocorridos até a data-base “*t*” e avisados após “*t*” por porte *p*. O resultado de subscrição de provisão foi calculado pela diferença entre a PEONA constituída em cada tempo *t* e o montante de eventos ocorridos até a data “*t*” e avisados após “*t*”.
- c) Obtidas as séries (a) e (b), calculamos um único valor de correlação linear para todos os três portes.

Primeiramente foram definidas as datas para montagem das séries temporais. Tendo em vista os dados de ocorrência e aviso de eventos possuem diferentes datas-bases, foi escolhida a mesma data-base de mensuração do risco de provisionamento – 201603. Para construção da série de eventos ocorridos até data “*t*” e avisados após “*t*”, escolhemos as datas: 201403, 201404, 201501, 201502, 201503, 201504. Essas datas foram escolhidas por ficarem pelo menos 1 ano distante da data-base e assim obtermos o maior desenvolvimento possível.

Para cada uma das datas acima, calculamos o montante de eventos ocorridos até cada trimestre e avisados após o trimestre de referência. Esta série representa a “PEONA de fato observada”. O resultado de subscrição de provisão é a diferença entre a estimativa e o montante observado em cada trimestre.

Já a série temporal do resultado de subscrição de contraprestação foi construída com base na diferença entre o montante de contraprestações e o de eventos em cada trimestre: 201403, 201404, 201501, 201502, 201503, 201504.

Para cálculo da correlação de Pearson, efetuamos a soma das séries, respeitando as datas, para cada porte e para todos os portes. Na tabela abaixo, dispomos os resultados da avaliação para cada porte e para todos os portes de forma conjunta.

Tabela 35 – Correlação entre os riscos de precificação e provisionamento

Porte	Correlação de Pearson
1	-0,85
2	0,75
3	-0,07
Todos	0,32

Calculado ρ , a fórmula final de agregação do capital final baseado no risco de subscrição (CRS) da OPS i é:

$$CRS_i = \sqrt{(CRSPre_i)^2 + 0.64 (CRSPre_i) (CRSPro_i + CRSSUS_i) + (CRSPro_i + CRSSUS_i)^2 + (CRSRa_i + CRSRm_i)^2} \quad (3)$$

8. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho, efetuamos a mensuração do risco de subscrição para Operadoras de Planos de Saúde Suplementar (OPS). Baseado em uma abordagem dita padronizada, modelos estatísticos e atuariais foram desenvolvidos para o cálculo de fatores que, uma vez aplicados a bases de exposição, podem produzir requerimentos de capital regulatório baseado em risco de subscrição.

Cabe destacar que a metodologia para os riscos de precificação e provisionamento foi absolutamente aplicada a dados reais providos exclusivamente pela Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS) e analisados e criticados no Produto 1 do contrato, como bem previsto. Portanto, os resultados aqui apresentados estão intimamente relacionados aos dados encaminhados. Não obstante, as técnicas atuariais e estatísticas aplicadas estão amplamente consagradas na literatura, tendo sido utilizadas por meio de pacote estatístico muito conhecido e usado no meio acadêmico e profissional.

9. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Anbima (2010), “Estrutura a Termo das Taxas de Juros Estimada e Inflação Implícita”, Versão Abril, 2010. Acessível em: http://www.andima.com.br/est_termo/arqs/esttermo_metodologia.pdf. Último acesso em 15 de março de 2011.

Akaike, H., 1973. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In B. N. Petrov & F. Csaki (Eds.), Proceedings of the Second International Symposium on Information Theory (pp. 267-281). Budapest: Akademiai Kiado

Melo, E. e Neves, C., 2012. Solvência no Mercado de Seguros e Previdência: Coletânea de Estudos. Escola Nacional de Seguros, Funenseg.

Kass, R, Goovaerts, M., Dhaene, J., e Denuit, M., 2008. Modern Actuarial Risk Theory – Using R, second edition, Springer.

Svensson, L. E. O. (1994), “Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994”, International Monetary Fund Working Paper, No. 114, Washington DC.

Wallis, S.A., 2013. Binomial confidence intervals and contingency tests: mathematical fundamentals and the evaluation of alternative methods. J. Quantit. Linguistics. 20:178–208.

ANEXO A – APRESENTAÇÃO DA METODOLOGIA E DOS RESULTADOS EM SEMINÁRIO INTERNO PARA SERVIDORES DA ANS

Vide apresentação .ppt ao fim do documento.

ANEXO B – FATORES ALTERNATIVOS PARA O RISCO DE PROVISIONAMENTO

B.1 - CONSIDERAÇÕES INICIAIS

Ao longo da apresentação dos resultados da fase 2 realizada junto à equipe da ANS (Sra. Tatiana Lima e Sr. Washington Oliveira), no dia 15/03/2018, os servidores da Agência apresentaram receios quanto à aplicação dos fatores sobre a base de exposição sugerida (PEONA calculada pela operadora na data-base). Os mesmos apresentaram preocupação quanto ao acompanhamento dos saldos da provisão e complementaram que algumas empresas sequer realizam tal estimativa. A equipe contratada informou que inicialmente estava acordado mensurar os fatores de risco em função do total de eventos no último ano (4 trimestres) para cada classe. No entanto, por se tratar de base de dados diferente da atuarial (PEONA) surgiu a preocupação da comparabilidade entre as mesmas.

Contudo, mesmo diante de tal ponderação, em posterior contato no dia 27/03/2018, a Sra. Tatiana Lima solicitou que fossem calculados também os fatores em relação aos eventos. Diante disso procedeu-se os cálculos.

B.2 – DETERMINAÇÃO DOS FATORES

Os procedimentos de cálculos foram semelhantes aos detalhados na seção 3 deste relatório, contudo, na determinação (otimização) de fatores foi utilizada como base de exposição o total de eventos do último ano (quatro trimestres) de todas as operadoras contidas em cada uma das classes para a data-base de cálculo da IBNR conforme já definido na seção 3.

Antes de apresentar os fatores, foram listados, na Tabela 36, os totais informados de PEONA, montante de eventos anual (quatro trimestres) e a relação entre estes dois

montantes para cada uma das classes já detalhadas na seção 3. Estes saldos foram obtidos através das bases de dados fornecidas pela equipe da ANS (para maiores detalhes vide Relatório do Produto 1).

Tabela 36 – Saldos de PEONA, soma dos eventos do último ano e comparação percentual

Atenção	Porte	PEONA	Eventos	PEONA / Eventos
MH	1	20.133.975	223.873.175	9,0%
MH	2	103.426.193	1.694.567.653	6,1%
MH	3	902.690.993	8.431.704.546	10,7%
Misto	1	1.453.399	28.053.676	5,2%
Misto	2	68.687.125	746.948.860	9,2%
Misto	3	157.904.473	2.228.570.417	7,1%
Odontologia	1	913.089	6.910.756	13,2%
Odontologia	2	647.648	13.740.664	4,7%
Odontologia	3	33.612.873	205.411.993	16,4%

Como podemos verificar acima, o saldo de PEONA representa uma baixa proporção do total de eventos dos últimos 12 anos. Logo, são esperados fatores mais reduzidos dada a diferença de base de exposição, se comprarmos com os fatores calculados na seção 3. Em parte, isso ocorre devido ao rápido desenvolvimento dos avisos (vide Figura 3 da seção 3) na operação de saúde suplementar. Destaca-se novamente que tendo em vista a falta de informações a respeito da data de pagamento, impossibilitando a obtenção da distribuição dos eventos ocorridos e não pagos, levamos em consideração no modelo apenas a incerteza decorrente do desenvolvimento ocorrência-aviso. Ademais, de acordo com o que fora acordado com a ANS, ficou determinado que o risco de subscrição da PSL não seria abordado em nossa metodologia, bem como os riscos dos Planos Coletivo Empresarial – preço pós-estabelecido.

Após esses breves apontamentos procedeu-se ao cálculo dos fatores para os tipos de atenção 1 e 3 (médico-hospitalar e odontológico).

Uma vez obtidos todos os $CRSP_{c,p,\alpha}$, com diferentes níveis de risco (5%, 2,5%, 1% e 0,5%), para cada classe disponível (c,p), do tipo de atenção 1 e 3, vide seção 3,

obteremos os fatores de risco por meio da equação (1) considerando agora o total de eventos dos último ano (quatro trimestres).

$$CRSPro_{c,p,\alpha} = E_{c,p} \times \kappa_{c,\alpha} + \varepsilon_{c,p,\alpha} \quad (1)$$

Onde:

$\kappa_{c,\alpha}$ é o fator de risco de provisionamento para os tipos de atenção 1 e 3 para o nível de risco α ; e

$E_{c,p}$ é o total de eventos do último ano (quatro trimestres) por tipo de atenção e porte p.

Estimamos κ_c para cada nível de risco considerado no estudo. Na Tabela 37, seguem os fatores de risco de provisionamento.

Tabela 37 – Fator de risco de provisionamento por tipo de atenção e nível de risco aplicado sobre o total de eventos

Tipo de atenção	$\kappa_c (\alpha = 5\%)$	$\kappa_c (\alpha = 2,5\%)$	$\kappa_c (\alpha = 1\%)$	$\kappa_c (\alpha = 0,5\%)$
Médico-hospitalar	0,004	0,005	0,006	0,007
Odontológico	0,011	0,013	0,016	0,018

Como também apresentamos na seção 3, efetuamos o estudo da relação ($\gamma_{c,p}$) entre o capital requerido para risco de subscrição de provisionamento e os respectivos totais de eventos do último ano para a data-base de cálculo da IBNR (conforme já definido na seção 3) para cada classe (tipo de atenção e porte):

Tabela 38 – Proporção entre Capital e o total de eventos do último ano para a data-base de cálculo

Carteira	Capital 99,5%	Capital 99%	Capital 97,5%	Capital 95%
11	0,024	0,021	0,017	0,014
12	0,008	0,007	0,006	0,005
13	0,007	0,006	0,005	0,004
21	0,013	0,011	0,009	0,007
22	0,035	0,031	0,025	0,020

Carteira	Capital 99,5%	Capital 99%	Capital 97,5%	Capital 95%
23	0,008	0,007	0,006	0,005
31	0,055	0,049	0,040	0,033
32	0,016	0,014	0,011	0,009
33	0,018	0,016	0,013	0,011

ANEXO C – FATORES ALTERNATIVOS PARA O RISCO DE REMISSÃO E REMIDOS

C.1 - CONSIDERAÇÕES INICIAIS

Ao longo da apresentação dos resultados da Fase 2 realizada junto à equipe da ANS (Sra. Tatiana Lima e Sr. Washington Oliveira), no dia 15/03/2018, os servidores da Agência apresentaram receios quanto à aplicação dos fatores sobre a base de exposição sugerida (saldos segregados por faixa etária das contraprestações dos últimos 12 meses dos beneficiários dependentes dos contratos com previsão de remissão para o caso do risco de remissão e expectativas de despesa de assistência para o horizonte de um ano para os remidos). Os mesmos apresentaram preocupação quanto à granularidade dos saldos e a dificuldade do acompanhamento desses valores segregados por diversas faixas etárias. A equipe contratada informou que procedeu o que estava estipulado na metodologia proposta detalhada no Relatório do Produto 1, mas que concordava que realmente seria necessário um grande detalhamento. Logo, como solução poderiam ser obtidos “fatores médios” e assim seriam definidos somente um fator para cada um dos quatro submódulos de riscos: remissão por prazo certo, remissão vitalício, remidos por prazo certo e remidos vitalício. Mas que seria uma solução aproximada e que mesmo dessa forma dados deverão ser solicitados, tendo em vista que atualmente a ANS não possui as informações necessárias mesmo para o modelo simplificado.

Em posterior contato, no dia 27/03/2018, a Sra. Tatiana Lima solicitou que fossem calculados fatores médios para cada um dos submódulos a fim de simplificar o cálculo e acompanhamento. Diante disso procedeu-se os cálculos.

C.2 – DETERMINAÇÃO DOS FATORES

Na reunião do dia 15/03/2018, informamos à equipe da ANS que para cálculo dos fatores médios o ideal seria obter a distribuição dos expostos para as diferentes faixas e diferentes tipos de riscos (remissão e remidos). Contudo, a ANS não possui tais detalhamentos de planos com remissão. Logo, a Sra. Tatiana Lima forneceu a distribuição por faixa de todos os planos independentemente se há ou não remissão e adotaremos a *proxy* que esta distribuição é semelhante à dos planos com remissão. Assim, obtemos a distribuição de beneficiários titulares e de beneficiários dependentes para cada faixa etária. A primeira distribuição foi utilizada para calcular o fator médio para o risco de remissão (prazo certo e vitalício) e a segunda para calcular o fator médio do risco de remidos vitaliciamente¹¹ (maiores detalhes vide seções 4 e 5).

Tabela 39 – Distribuição de beneficiários titulares para cada faixa etária

Faixa (e)	Faixa Etária (anos)	Distribuição
1	Até 18	NA ¹²
2	De 19 até 23	6,7%
3	De 24 até 28	11,8%
4	De 29 até 33	14,8%
5	De 34 até 38	15,2%
6	De 39 até 43	11,9%
7	De 44 até 48	9,3%
8	De 49 até 53	8,1%
9	De 54 até 58	6,6%
10	59 ou mais	15,6%

Tabela 40 – Distribuição de beneficiários dependentes para cada faixa etária

Faixa (e)	Faixa Etária (anos)	Distribuição
1	Até 18	44,7%
2	De 19 até 23	8,2%
3	De 24 até 28	6,1%
4	De 29 até 33	7,2%

¹¹ Para o risco de remidos com prazo certo, considerando que não há distinção por faixa etária, foi assumida que a distribuição é uniforme e adotou-se o percentual de 50% para cada faixa de prazos.

¹² Assim como detalhado na seção 4. Considerou-se que titulares menores de 18 anos não possui dependentes.

Faixa (e)	Faixa Etária (anos)	Distribuição
5	De 34 até 38	7,6%
6	De 39 até 43	6,0%
7	De 44 até 48	4,8%
8	De 49 até 53	4,1%
9	De 54 até 58	3,4%
10	59 ou mais	7,9%

Com tais distribuições e os fatores já listados na Tabela 28, Tabela 30, Tabela 32 e Tabela 34 das seções 4 e 5 foram calculados os fatores médios ponderados e os mesmos foram apresentados na Tabela 41 abaixo:

Tabela 41 – Fatores médios para cada submódulo de risco e diferentes níveis de confiança

Sub Módulo	Capital-95%	Capital-97.5%	Capital-99%	Capital-99.5%
Remissão Prazo Certo	0,017	0,021	0,025	0,029
Remissão Vitalício	0,050	0,061	0,073	0,081
Remidos Prazo Certo	0,085	0,101	0,122	0,133
Remidos Vitalício	0,172	0,205	0,243	0,269

Destaca-se ainda que, mediante a adoção de um único fator de risco por submódulo, a obtenção dos valores de capitais para o risco de remissão e o risco de remidos se dará de acordo com o que detalhamos abaixo.

Risco de Remissão:

A exposição ao risco será multiplicada pelo fator correspondente ao tempo (remissão temporária ou vitalícia). Segue a fórmula para obtenção do capital baseado em risco de subscrição para os contratos com remissão da OPS i :

$$CRSRa_i = \sum_{n=1}^m f a_v C_n \quad (1)$$

onde:

$CRSRa_i$ é o capital baseado em risco de subscrição para os contratos com remissão da OPS i ;

fa_v é o fator padrão de risco para a temporariedade v (temporária ou vitalícia) do contrato n ;

m é o número de contratos com remissão da OPS i para faixa etária e e temporariedade v ; e

C_n é a exposição ao risco do contrato n na temporariedade v , i.e., soma das contraprestações dos últimos 12 meses dos beneficiários da remissão do contrato n .

Risco de Remidos:

A exposição para cálculo do capital baseado em risco será o valor anual da expectativa de despesa de assistência à saúde de cada beneficiário remido. A exposição de cada beneficiário será multiplicada pelo fator correspondente ao prazo restante de remissão v .

$$CRSRm_i = \sum_{n=1}^b fm_v Ed_n \quad (2)$$

onde:

$CRSRm_i$ é o capital baseado em risco de subscrição para os beneficiários remidos da OPS i ;

fm_v é o fator de risco para temporariedade v (temporária ou vitalícia) do beneficiário n ;

b é o número total de beneficiários remidos; e

Ed_n é a exposição ao risco do beneficiário n , i.e., e a soma dos valores das expectativas de despesa de assistência à saúde de n no próximo ano.