

**O RESSEGURO NA SAÚDE SUPLEMENTAR: UM ESTUDO CONTRAFCTUAL SOBRE OS IMPACTOS DA ADOÇÃO DE TRATADOS DE RESSEGUROS POR OPERADORAS DE PLANOS DE SAÚDE NO BRASIL**

**CAIO ALEXANDRINO COSTA AREIAS**

FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE DA UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO - FEA

**JOÃO VINÍCIUS DE FRANÇA CARVALHO**

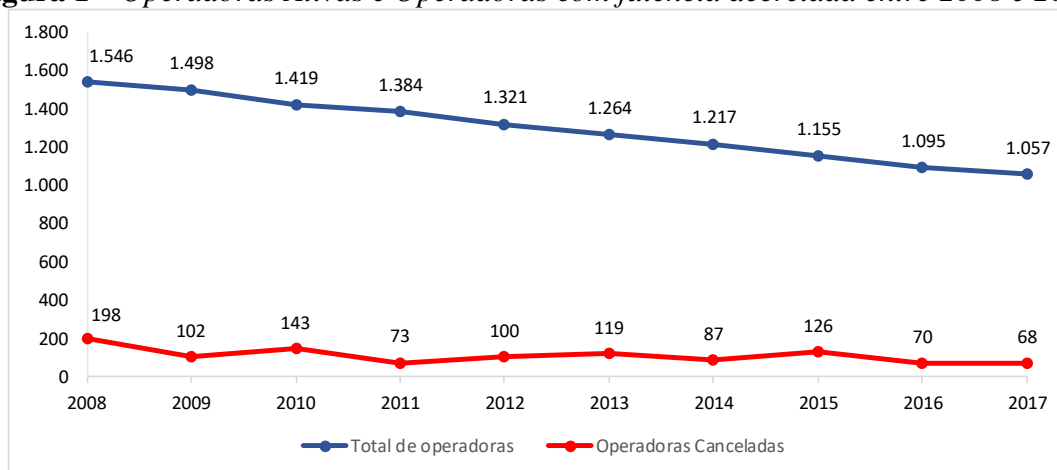
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE DA UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO - FEA

# O RESSEGURO NA SAÚDE SUPLEMENTAR: UM ESTUDO CONTRAFACUTAL SOBRE OS IMPACTOS DA ADOÇÃO DE TRATADOS DE RESSEGUROS POR OPERADORAS DE PLANOS DE SAÚDE NO BRASIL

## 1. INTRODUÇÃO

As questões relativas à saúde no Brasil encontram-se entre os assuntos mais abordados pela mídia e por órgãos especializados. A relevância do tema deriva de diversos fatores, dentre eles a qualidade dos serviços oferecidos, os gastos individuais com os planos de saúde suplementar e o desenho dos produtos comercializados. Em paralelo, questões demográficas, como o envelhecimento da população, sinalizam uma maior demanda por cuidados de saúde e evidências apontam para a sobreutilização de serviços hospitalares e ambulatoriais quando da existência de um contrato de seguro (MAIA; ANDRADE; OLIVEIRA, 2004). O avanço desses números preocupa tanto operadoras de saúde como órgãos reguladores, gerando discussões sobre possíveis reformas estruturais do sistema vigente. Para as operadoras, trata-se de um sinal de alerta, pois, com o crescente descasamento entre receitas e despesas, a possibilidade de falência aumenta no curto prazo. Na Figura 1, encontram-se as quantidades de operadoras de saúde e odontológicas e aquelas que tiveram as atividades canceladas nos últimos dez anos.

**Figura 1** – Operadoras Ativas e Operadoras com falência decretada entre 2008 e 2017



Fonte: elaborado pelos autores, a partir dos dados da ANS – Dados Abertos – 2018.

Para os beneficiários dos planos de saúde, a consequência nociva da insuficiência de arrecadação de prêmios para acompanhar o crescimento das despesas das operadoras é a necessidade de grandes reajustes nos valores dos planos no momento da contratação ou durante a vigência do contrato. Os reajustes dos prêmios, comumente acima da inflação da economia, baseiam-se no histórico de utilização da carteira, seja na dimensão *frequência* (por utilização de serviços) ou na dimensão *severidade* (valores financeiros associados aos eventos de saúde). Em casos mais extremos, como na falência das operadoras, os beneficiários são duplamente impactados, pois, além de perder o acesso direto à rede de atendimento, precisam migrar para novos planos de saúde, normalmente acima de seus orçamentos familiares, ou utilizar os serviços do Sistema Único de Saúde (SUS), cuja fila de espera por atendimento tende a ser maior, devido ao acesso irrestrito de toda a população aos serviços públicos de saúde.

Diante desse quadro desfavorável, o presente trabalho tem como objetivo realizar um estudo sobre a adoção do resseguro por parte das operadoras de saúde, de modo a avaliar a melhoria da capacidade dessas empresas manterem-se financeiramente viáveis. O resseguro é um arranjo contratual comumente utilizado pelas seguradoras para transferir o ônus financeiro da materialização de eventos cujas severidades excedam a sua capacidade operacional a outra

empresa, denominada *resseguradora*, evitando a indesejada situação de *ruína*. Porém, no Brasil, as operadoras de planos de saúde têm acesso limitado a este tipo de contrato. Deseja-se com isso, além de propor arranjos que garantam a sustentabilidade do setor, subsidiar tecnicamente a discussão a respeito da utilização dos tratados de resseguro como possível estratégia de prevenção de falência das operadoras de planos de saúde suplementar no Brasil.

### **1.1. Os planos de saúde e a ANS**

Em 2018, a Lei nº 9.656, que regulamenta a comercialização dos seguros e planos de saúde privados, completou 20 anos. Nessas duas décadas, o setor experimentou forte crescimento, chegando à adesão de aproximadamente 25% da população (cerca de 47 milhões de usuários) para planos de assistência médica com ou sem odontologia e de 11% para os planos exclusivamente odontológicos (cerca de 23 milhões). Segundo dados recentes da Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS), em dezembro de 2017, os planos de assistência médica coletivos empresariais possuíam aproximadamente 32 milhões de beneficiários (67% dos usuários), os individuais/familiares, 9 milhões (19%), e os coletivos por adesão, 6 milhões (14%). Além disso, os produtos exclusivamente odontológicos possuíam aproximadamente 23 milhões de beneficiários, divididos em cerca de 17 milhões de usuários para coletivos empresariais (74%), 4 milhões para individuais/familiares (18% dos usuários) e 2 milhões para coletivos por adesão (8%). Em comparação a dezembro de 2016, os planos de assistência médica tiveram um decréscimo de 0,6%, enquanto os odontológicos mostraram avanço de 6%<sup>i</sup>.

Além da Lei nº 9.656/98, as operadoras devem seguir as Resoluções Normativas (RN) emitidas pela ANS, como a RN 209/09, que trata da constituição das Reservas Técnicas e da manutenção dos Recursos Próprios Mínimos, a RN 393/15, que dispõe sobre a constituição das Provisões Técnicas, a RN 400/16, que versa sobre os parâmetros e procedimentos de acompanhamento econômico-financeiro das operadoras, e a RN 430/17, que dispõe sobre as operações de compartilhamento da gestão de risco entre as operadoras<sup>ii</sup>. Inseridos em um contexto macroeconômico recente adverso, os planos de saúde têm sofrido com a saída de participantes devido a reajustes anuais acima da inflação, com a dinâmica de reajustes de custos próprios do setor e com o envelhecimento populacional. De forma a reduzir as despesas das operadoras, além de desincentivar tanto a sobreutilização como o uso indevido dos planos, a ANS promulgou a RN 433/2018, que pretendeu normatizar a cobrança de franquias e de coparticipações<sup>iii</sup>. Mesmo tendo sido suspensa e retirada de operação em seguida, entidades do setor se pronunciaram a favor da medida; mas, ao mesmo tempo, sugeriram outros mecanismos de controle e compartilhamento, como o resseguro, de forma a tornar o mercado de saúde suplementar sustentável e a retomar o seu crescimento<sup>iv</sup>.

### **1.2. O mercado ressegurador e o resseguro na saúde suplementar**

O mercado ressegurador brasileiro teve o monopólio estatal quebrado a partir da promulgação da Lei Complementar 126/07, que nomeou o IRB como uma empresa de sociedade aberta sob supervisão da Superintendência de Seguros Privados. Desde então, segundo dados oficiais da própria SUSEP, o prêmio cedido em resseguro (bruto de comissão) evoluiu de R\$ 4 bilhões em dez/2008 para R\$ 11 bilhões em dez/2017, um aumento de 175%, em termos nominais. Se comparar a variação do volume de prêmios entre dez/2016 e dez/2017, houve um aumento de aproximadamente 9%, valor acima da inflação de 2,95%.

Os tratados de resseguros são classificados em dois tipos: (i) *automático* e (ii) *facultativo*. O automático é um contrato entre seguradora e resseguradora, em que a primeira se obriga a ceder os riscos nele enquadrados e a segunda a aceitá-los automaticamente. O facultativo é um contrato sob medida, em que a seguradora decide se deseja, e com quais condições, adquirir um resseguro, ao passo que a resseguradora escolhe se aceita ou não as

propostas informadas. Quanto às formas de contratação, classificam-se em: (a) *proporcional* e (b) *não-proporcional*. A primeira estabelece no ato do contrato as proporções de prêmio e de risco repartidos entre seguradora e resseguradora. São divididas em: (a1) *quota-parte*, em que há a simples repartição de valores, e (a2) *excedente de responsabilidade (surplus)*, em que não há repartição pré-fixada, mas correspondentes de valores de prêmio e de indenização definidos para cada risco cedido a partir da importância segurada. O resseguro não-proporcional é dividido em: (b1) *excesso de danos*, classificado *por evento* ou *por risco*, sem proporção fixa na repartição de prêmio e de indenização, em que o ressegurador garante o pagamento da indenização a partir de determinado valor (prioridade) até o limite da cobertura (capacidade), e (b2) *excesso de sinistralidade (Stop Loss)*, com garantia de reembolso integral pela seguradora sobre todos os valores que excederem determinado patamar de sinistralidade no período.

Quanto à contratação de resseguros por operadoras de saúde suplementar, a Lei 9.656/98, a partir da inclusão de texto na Medida Provisória nº 2.177-44/01, disciplina que<sup>v</sup>:

Art.35-M. As operadoras de produtos de que tratam o inciso I e o § 1o do art. 1o desta Lei poderão celebrar contratos de resseguro junto às empresas devidamente autorizadas a operar em tal atividade, conforme estabelecido na Lei no 9.932, de 20 de dezembro de 1999, e regulamentações posteriores.

Como pode ser visto, segundo a Lei dos Planos de Saúde, a contratação do resseguro por operadoras é permitida. Na época de sua promulgação, os tratados eram emitidos pelo IRB, que ainda detinha o monopólio de mercado. Porém, essa situação mudou com o advento da Lei Complementar 126/07, em que a SUSEP se tornou responsável pela regulação e fiscalização do mercado. Adicionalmente, a LC 126/07 instaurou um novo texto sobre o resseguro<sup>vi</sup>:

Art. 2º. A regulação das operações de co-seguro, resseguro, retrocessão e sua intermediação será exercida pelo órgão regulador de seguros, conforme definido em lei, observadas as disposições desta Lei Complementar.

§ 1º Para fins desta Lei Complementar, considera-se:

I - cedente: a sociedade seguradora que contrata operação de resseguro ou o ressegurador que contrata operação de retrocessão; (...)

Verifica-se um conflito entre o texto da Lei 9.656/98 e o da LC 126/07, pois o primeiro indica que o resseguro pode ser comercializado para todas as operadoras de saúde, enquanto que o segundo o restringe a seguradoras. Essa divergência foi esclarecida em 2009, a partir de Parecer da Procuradoria Federal<sup>vii</sup>, que delimitou a comercialização somente a operadoras constituídas sob a forma de sociedades seguradoras especializadas em saúde<sup>viii</sup>. Desde então, empresas como *autogestão*, *medicina de grupo*, *cooperativas* e *filantrópicas* perderam o acesso ao resseguro, enquanto que as resseguradoras tiveram diminuídas as possibilidades de receitas de prêmios cedidos oriundas desse setor.

No âmbito internacional, em 2010, o presidente norte-americano Barack Obama sancionou a lei<sup>ix</sup> conhecida como “ACA”, ou “Obamacare”, que tornou obrigatória a adesão de todos cidadãos a um plano de saúde. A implantação do ACA se deu em 2014 e contou durante três anos com o que ficou conhecido como “The Three R’s”: *Risk Corridor* (Corredor de Risco), *Reinsurance* (Resseguro) e *Risk Adjustment* (Ajuste de Risco), programas que visavam garantir a operação do sistema, equilibrar as transferências de riscos e diminuir o impacto da seleção adversa pelo ingresso de novos beneficiários. O principal objetivo do *Reinsurance* era inibir o aumento do valor individual do prêmio, cuja variação ocorreria pelas subscrição total e sinistralidade dos segurados de alto risco. Outro aspecto significativo do programa era suavizar as despesas para seguradoras em eventos de alta severidade. Nos demais países, a utilização de mecanismos de transferência de riscos, como o resseguro, varia segundo o oferecimento de acesso à saúde e seu nível regulatório. Quando o custeio é feito majoritariamente pelo Governo, como na Inglaterra, Canadá e Austrália, o financiamento se dá a partir da arrecadação de

contribuições ou fundos destinados a suportar o sistema de saúde. Em países com regulações mais rígidas, como Singapura e França, e com maior quantidade de planos privados, como Suíça, o mercado de resseguro destinado à saúde tem se desenvolvido, especialmente para conter o valor dos prêmios praticados, baseados na utilização e nos avanços tecnológicos.

Considerando o panorama apresentado, o objetivo deste trabalho consiste em avaliar os impactos na contratação do resseguro por operadoras de saúde. O intuito é verificar a melhoria nos resultados das companhias, em especial em quadros de insolvência, e assim propor novos arranjos que garantam a sustentabilidade financeira deste setor. Para isso, será considerado o cenário contrafactual, em que todas as empresas teriam acesso ao resseguro, apesar da limitação expressa a seguradoras, como verificado na Lei Complementar nº 126/07. Este trabalho se encontra dividido em mais quatro seções além desta introdução. A próxima traz uma revisão da literatura empírica e da teoria sobre resseguros, saúde suplementar e modelos de ruína. A seção 3 detalha a base de dados e os procedimentos metodológicos. Na sequência, são apresentados os resultados empíricos e, finalmente, a seção 5 traz as considerações finais do trabalho.

## **2. LITERATURA EMPÍRICA E FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA**

A contratação do resseguro é uma prática comum das seguradoras que possibilita, mediante o pagamento de um prêmio, a cessão de parte de seus riscos com a finalidade de garantir estabilidade patrimonial, diminuindo oscilações indesejáveis do fluxo de caixa. Dentro dessa perspectiva, Garven e Lamm-Tennant (2003) mostraram que a demanda por resseguro pode ser vista tanto como uma prática de gerenciamento de risco, como uma decisão econômica sobre a estrutura de capital de uma empresa. Contrapondo as receitas de prêmios e as despesas com sinistros de uma seguradora em um período de oito anos, evidenciaram que as influências mais fortes para a contratação do resseguro são a flutuação financeira, a correlação entre investimentos e indenizações, além do tamanho da cauda de ocorrências de sinistros. Cummins et al. (2008) concordam que a contratação se reflete na estrutura de capital e, no que se refere aos benefícios e aos custos, salientam que a aquisição do resseguro por uma seguradora reduz o risco de insolvência ao estabilizar a experiência da perda, aumentar sua capacidade, limitar as obrigações com determinados riscos e protegê-la de eventos catastróficos. No entanto, os valores pagos nessa transação podem ultrapassar o preço atuarial do risco transferido; ou seja, ao adotar um tratado de resseguro, seguradoras aceitam aumentar suas despesas operacionais para reduzir o risco de subscrição. Chen et al. (2001), em complementação, advertem que, apesar dos ganhos de mercado, um possível efeito negativo na cessão de riscos é o fato da seguradora reter uma menor parcela de prêmios, o que, a longo prazo ou em ciclos de alta sinistralidade, poderá levá-la à insolvência. Alertam também que seguradoras menos solventes tendem a contratar mais resseguros devido à inaptidão em buscar capital no mercado financeiro.

O principal propósito do resseguro, sob a ótica da teoria do risco, é reduzir a volatilidade dos sinistros agregados originais. Bowers et al. (1997) definem a teoria do risco como o estudo dos desvios dos resultados financeiros frente aos esperados e dos métodos de prevenir consequências inconvenientes de tais desvios. Definem também que a teoria da ruína, parte integrante da teoria do risco desenvolvida pelas escolas escandinava (Cramér e Lundberg) e italiana (DeFinetti), fornece as melhores percepções sobre desvios adversos dos sinistros no longo prazo<sup>x</sup>. Lemos (2008) afirma que a “situação de ruína aparece quando a quantidade de capital que a instituição tem na forma de reserva é incapaz de pagar aos segurados pelos prejuízos (sinistros), resultantes de um evento aleatório”, que “o resseguro tem por objetivo diminuir os riscos assumidos pelos seguradores diretos” e que “a redução do risco diminui a probabilidade de ruína de uma seguradora”. Em uma simulação computacional da teoria da ruína, Kasumo, Kasozi e Kuznetsov (2018) exploraram a aplicação de resseguros proporcional

e não-proporcional como medidas de controle em uma seguradora cuja dinâmica de reservas seguia um modelo de risco perturbado por difusão. Esse modelo difere do modelo clássico de Cramér-Lundberg por adicionar uma variável que mede a volatilidade do excedente financeiro. Ponderaram que ambos os tipos de resseguros diminuem a probabilidade de ruína, considerando tanto eventos de cauda leve como pesada, aumentando a sobrevivência da companhia, consonante com Bowers et al. (1997) e Cummins et al. (2008), mas que, diferentemente do que é visto na literatura, a melhor estratégia se deu com a utilização do resseguro proporcional.

Wammes et al. (2017), ao descrever as características e os padrões de utilização de usuários de planos de saúde na Holanda em 2013, informam que um quarto do total das despesas observadas veio de uma pequena parcela de beneficiários – 1% a 5% dos 4,5 milhões de segurados observados. Para esses participantes, 75% dos gastos resultaram de despesas hospitalares, sendo 9% deles com internação em UTI e 9% com medicações mais caras. Da massa de 1% com maior nível de utilização, 54% era composta de pessoas com 65 anos ou menos, com gastos médios decrescendo com o avanço da idade. Tais dados indicam, de modo esperado, que os tratamentos mais caros possuem correlação com a parcela de beneficiários com maiores gastos, que o foco em idosos pode deixar muitos desses participantes sem tratamento e que intervenções customizadas são necessárias à sustentabilidade do setor. No sistema de saúde norte-americano, Layton, McGuire e Sinaiko (2016) descrevem o funcionamento dos programas temporários *Risk Corridor* e *Reinsurance* na reforma promovida pelo ACA. O *Risk Corridor* (descrito como “resseguro *stop loss* agregado”) visava limitar os gastos das seguradoras decorrentes de perdas agregadas. O *Reinsurance* se propunha a mitigar os gastos com ocorrências individuais de alto custo. Ambos os programas pretendiam diminuir as despesas esperadas das seguradoras e, em consequência, fixar os prêmios a um valor final acessível. Além disso, também reduziriam possíveis flutuações de subscrição vindas de outros fatores, como a seleção adversa, envolvidos com a aceitação do segurado, independentemente de seu histórico clínico. Os autores concluíram que ambos os programas performam em níveis compatíveis na redução de risco de subscrição e que as apólices de seguro saúde vigentes nos três anos de observação comportaram-se de maneira similar a um tratado de resseguro comum.

Ainda na experiência norte-americana, Geruso e McGuire (2016) utilizaram dados de indenizações de seguros saúde entre 2008 e 2009 e simularam empiricamente os valores do *fit*, *power* e *balance*, medidas de avaliação de eficiência, a fim de analisar o sistema de pagamento dos planos de saúde na época dos três programas do ACA. Com os resultados das três métricas acima, avaliaram que o *Risk Adjustment* não é um bom padrão a ser seguido para a tarifação dos planos de saúde. Concluíram também que o resseguro, por atuar diretamente em eventos de alta severidade (cauda pesada) dos indivíduos, retornam um valor de *power* mais alto. Diante disso, sugerem que a utilização temporária dos resseguros seja reconsiderada e que, a fim de manter a sustentabilidade do sistema de pagamentos das seguradoras de saúde e reduzir as variações no custeio das despesas, o programa continue operando.

No contexto brasileiro, Maia e Carvalho (2018) avaliam possíveis efeitos da introdução dos planos populares no mercado brasileiro de planos de saúde individuais. Os resultados obtidos a partir da base de dados reais sugerem que se os produtos introduzidos forem mais competitivos em preços relativos que os atuais, o movimento anti-seletivo de segurados é de tal natureza que compromete, sem exceção, a sustentabilidade financeira de todas as faixas etárias. Já Alves e Guimarães (2009) propuseram um modelo preditivo com 17 indicadores financeiros, simulando a probabilidade de ruína de 597 em 2005, a partir de uma regressão logística binária. Chegaram à proporção de 570 operadoras solventes para 27 insolventes (probabilidade de ruína de 4,52%) e inferiram que os indicadores mais relevantes são três: *Alavancagem*, *Lucratividade* e *Atividade*. Em estudo similar, Barros (2013) testou a eficácia de seis modelos preditivos de

insolvência para uma base de dados de operadoras entre 2009 e 2012, desaconselhando o modelo de Alves e Guimarães (2009) devido à sua baixa precisão e performance.

Sá, Maciel Júnior e Reinaldo (2017), empregando o método de Monte Carlo e o modelo de Cramér-Lundberg, estimaram a probabilidade de ruína de uma operadora de saúde brasileira com 48.000 beneficiários no horizonte de 10 anos. Observaram que, com o aumento anual de 10% no prêmio, há baixa probabilidade de ruína no primeiro ano, mas que isso se inverte, chegando a 99,28% no décimo ano. A situação é melhorada aplicando um aumento anual de 13% no prêmio, o que diminui a probabilidade de ruína para 49,68%. Tanto Alves e Guimarães (2009), como Barros (2013) e Sá, Maciel Júnior e Reinaldo (2017) tratam de modelos associativos com o objetivo de identificar quais indicadores aumentam a probabilidade de ruína de operadoras de saúde nacionais. Não obstante, utilizando dados de todo o setor, e com uma abordagem mais assemelhada à de Kasumo, Kasozi e Kuznetsov (2018), este trabalho tem como objetivo verificar como o tratado de resseguro pode aliviar a necessidade de capital na saúde suplementar e em qual proporção reduziria a probabilidade de uma empresa entrar em ruína.

Outro estudo internacional que se aproxima à metodologia deste trabalho é o de Chan e Joaquin (2010). Os autores identificam como simulações de Monte Carlo podem ser utilizadas para auxiliar a tomada de decisão de uma operadora de saúde norte-americana na contratação do resseguro, a partir da modelagem da frequência de sinistros e da severidade de perda individual, assumindo que a distribuição dos sinistros nos últimos anos é uma boa aproximação da distribuição de sinistros no período a ser considerado. Das três modificações na estrutura contratual consideradas (sem resseguro; só quota-parte; híbrido entre quota-parte e excesso de danos), os autores concluíram que a probabilidade de perda de 5% do capital inicial é diminuída de 29,8% para 0,5% quando da utilização de uma estratégia híbrida de resseguro com quota-parte e excesso de danos. Em relação a essa abordagem, o presente trabalho se destaca em dois pontos: trata-se de um experimento contrafactual, em que se deseja avaliar os impactos caso as operadoras pudessem contratar livremente o resseguro; a distribuição dos sinistros, conforme explicação na próxima seção, será feita por ajuste a partir da experiência individual. Na próxima seção será apresentada a abordagem metodológica do modelo de ruína a ser aplicado sobre a base de dados oficiais do setor de saúde suplementar brasileiro.

### 3. METODOLOGIA E DESCRIÇÃO DA BASE DE DADOS UTILIZADA

#### 3.1. Metodologia

Como este estudo se propõe a estimar a probabilidade de ruína das operadoras de saúde em cenários onde não existam tratados de resseguros e confrontá-la com cenários em que houve a contratação do resseguro, é importante definir primeiramente o processo estocástico de fluxo de caixa que permitirá avaliar a insolvência. De forma a possibilitar a reprodução computacional da estimação da situação de ruína da firma, bem como introduzir modificações relevantes na despesa individual (os diferentes tratados de resseguro), será utilizado o modelo de Cramér-Lundberg (BOWERS et al., 1997), conforme a Equação 1.

$$U_t = U_{t-1} + P_t - S_t, \quad (1)$$

em que, para todo  $t \geq 1$ ,

$U_t$ : patrimônio líquido (capital de solvência) da operadora no momento  $t$ ;

$P_t$ : prêmios recebidos no momento  $t$ ;

$S_t = \sum_{i=1}^{N_t} X_i$ : os sinistros agregados pagos no momento  $t$ , resultante da convolução estocástica das variáveis aleatórias  $N_t$  (frequência) e  $X_i$  (severidade). Todas as quantidades serão supostas estacionárias no tempo e mutuamente independentes.

Dado um capital inicial  $U_0$  (única quantidade discricionária da seguradora), a ruína ocorre quando o capital  $U_t$  for igual ou menor a zero em algum  $t$  finito, com a sua probabilidade  $\Psi(U_0)$  podendo ser estimada pela Equação 2, a seguir.

$$\Psi(U_0) = P(U_t \leq 0 \mid U_0) \quad (2)$$

Para que este processo de risco possa ser reproduzido, a base de dados (descrita na subseção 3.2) servirá de referência para estimar os parâmetros iniciais dos termos da Equação 1. Já a avaliação da insolvência da operadora de saúde será feita em um horizonte máximo de 120 meses, em qualquer momento  $t$ , a partir de diferentes escolhas de  $U_0$ , a fim de testar a sensibilidade do modelo. Os valores de prêmios mensais serão compostos pela arrecadação dos prêmios puros dos planos de saúde das operadoras, tendo como base informações do setor e de publicações da ANS sobre a quantidade de beneficiários e da evolução dos preços comerciais médios dos produtos durante o período observado. Quanto à variável aleatória  $S_t$ , os valores iniciais serão estabelecidos pelas despesas com procedimentos hospitalares e ambulatoriais, em conformidade com os resultados empíricos trazidos pelas Tabelas 1 e 2.

Neste ponto, o principal desafio será definir a distribuição probabilística para a curva de despesas em cada momento do tempo, o que deverá ser feito a partir de ajustes na distribuição de despesas observadas iniciais. Em seguida, para os demais momentos do tempo, via método Monte Carlo (MMC), os valores de  $S_t$  serão simulados um elevado número de vezes a partir da curva de ajuste das despesas e da quantidade de ocorrências observadas previamente. Por fim, estimando de modo não-paramétrico a quantidades de vezes em que houve insolvência em relação à quantidade total de simulações, serão dimensionadas as probabilidades de ruína.

Em seguida, para os cenários contrafactuais, a variável aleatória  $S_t$  será modificada de maneira a representar os dois tratados de interesse. Segundo Deelstra e Plantin (2014), os tratados de resseguro podem ser classificados de maneira sistemática conforme suas características principais: resseguros *proporcionais*<sup>xi</sup> e *não-proporcionais*<sup>xii</sup>. Seja  $S$  a severidade associada a uma despesa agregada. Assim, um contrato de resseguro  $h$  pode ser definido como uma transformação na variável aleatória original da seguinte maneira:

$$\begin{cases} 1) h(S) = \alpha S, 0 \leq \alpha \leq 1 \text{ (proporcional);} \\ 2) h_d(S) = [(S \wedge L)] = \text{mín} \{S; L\} \text{ (não - proporcional).} \end{cases} \quad (3)$$

No caso proporcional,  $\alpha$  representa a taxa de retenção incidente sobre o montante do sinistro, que pode ser obtida por meio da divisão do prêmio retido pelo prêmio total. As principais vantagens deste tratado englobam a fácil implementação e redução de risco moral, uma vez que seguradora e resseguradora possuem congruência de interesses. Já o caso não-proporcional, por sua vez, não satisfaz a mesma taxa de prêmios e sinistros cedidos, ficando uma das partes com uma parcela maior do risco segurado (na maioria dos casos o ressegurador). O ressegurador só passa a ter responsabilidade de pagamento apenas no caso de o montante do sinistro exceder o limite de retenção ( $L$ ) estabelecido pela seguradora.

Desta maneira, serão avaliados três cenários distintos: (i) sem qualquer estrutura de resseguro, (ii) com resseguro proporcional (do tipo *quota-parte*), e (iii) com resseguro não-proporcional (com *limitação de Perda Agregada – Stop Loss*). O objetivo, como já indicado anteriormente, é mostrar o quanto e como a contratação de um tratado de resseguro impacta a situação de insolvência de uma operadora típica do mercado de saúde suplementar, tornando-a mais ou menos capaz de honrar os seus compromissos junto aos segurados, e o quanto o prêmio cedido total pode favorecer a resseguradora. De forma ampla, este modelo pretende testar a utilização de resseguros em todas as modalidades de operadoras do sistema de saúde suplementar, independente da restrição de comercialização imposta pela SUSEP em 2009.



### 3.2. Análise Descritiva da Base de Dados

A elaboração da base de dados utilizada neste estudo foi feita a partir das informações constantes na área de dados abertos disponibilizados pelo site da ANS<sup>xiii</sup>. Foram recolhidas informações de planilhas dispostas nas subseções “Procedimentos Hospitalares por UF” e “Procedimentos Ambulatoriais por UF”, que listam as despesas informadas por prestadores de serviços às seguradoras, e conseqüentemente à ANS, ocorridas entre julho de 2015 e dezembro de 2016, nos dois ambientes de atendimento para cada um dos 26 estados brasileiros e no Distrito Federal. Cada planilha apresentava 15 colunas, trazendo variáveis como identificação do evento, sexo do beneficiário, data de ocorrência, CID, código e valor do procedimento.

Primeiramente, tentou-se estabelecer um painel de dados contendo os valores por estado no decorrer dos meses. No entanto, devido à quantidade de observações e às restrições dos softwares estatísticos utilizados, recorreu-se à análise das *cross-sections* mensais, com o agrupamento das informações de ambos procedimentos, o hospital e o ambulatorial, também por estado. Algumas variáveis originais foram desconsideradas, como identificação do evento, cidade de ocorrência e os subníveis de CID, sendo incluída uma variável *dummy*, a fim de distinguir os dois tipos de procedimentos. Na consistência dos dados, também foram desconsideradas as entradas sem indicação de sexo e de idade e os valores de procedimentos menores do que R\$ 1,00. A base de dados final, composta pelas 18 *cross-sections*, totalizou em 467.260.599 observações. Em relação às 510.408.827 ocorrências iniciais, houve uma redução de 8,45%. Na Tabela 1, encontram-se as estatísticas descritivas de procedimentos, com quantidades totais de observações, média, mediana e desvios-padrão.

**Tabela 1 – Estatísticas Descritivas da Base de Dados – Observações e Despesas Gerais**

<b>Procedimentos Hospitalares e Ambulatoriais</b>					
<b>Período</b>	<b>Observações</b>	<b>Valores (R\$)</b>	<b>Média (R\$)</b>	<b>Mediana (R\$)</b>	<b>D. Pad. (R\$)</b>
jul/15	25.097.442	1.857.400.000	74,03	55,80	263,43
ago/15	25.756.626	1.878.800.000	72,92	55,00	189,19
set/15	25.464.114	1.888.100.000	74,14	55,00	196,53
out/15	26.613.723	2.016.700.000	75,77	57,72	172,98
nov/15	27.195.981	2.159.400.000	79,41	60,00	209,80
dez/15	24.028.905	1.965.500.000	81,80	60,00	203,04
jan/16	27.425.843	2.217.600.000	80,87	60,00	524,83
fev/16	27.983.925	2.284.800.000	81,63	60,00	191,25
mar/16	33.287.969	2.717.600.000	81,63	60,00	184,22
abr/16	29.951.517	2.492.600.000	83,21	60,00	190,78
mai/16	28.208.317	2.390.800.000	84,75	60,96	195,40
jun/16	27.942.415	2.369.000.000	84,80	61,16	314,29
jul/16	26.549.528	2.273.100.000	85,63	61,00	445,25
ago/16	27.481.919	2.334.800.000	84,97	62,00	191,36
set/16	22.844.298	1.968.400.000	86,16	62,00	206,02
out/16	22.641.954	2.001.100.000	88,36	63,74	205,46
nov/16	22.674.852	1.967.800.000	86,79	62,06	189,94
dez/16	16.111.271	1.389.900.000	86,27	61,16	201,52
<b>Totais</b>	<b>467.260.599</b>	<b>38.173.400.000</b>			

Fonte: elaborado pelos autores, a partir dos dados da ANS – Dados Abertos – 2018

Pelos dados da Tabela 1, verifica-se que a quantidade de procedimentos hospitalares e ambulatoriais se apresenta de maneira razoavelmente próxima da média (cerca de 26 milhões), com máximo em março e mínimo em dezembro de 2016. Quanto às despesas, o mesmo pode ser visto, ou seja, os valores totais mensais mantêm-se próximos à média (cerca de 2 bilhões de reais), com mínimo também em dezembro, e máximo em abril de 2016. É importante segregar

as informações das despesas em procedimentos *hospitalares* e *ambulatoriais*, pois, apesar das médias apresentarem um padrão quase linear no tempo, as medianas são maiores, indicando assimetria à direita, com concentração de ocorrências em valores mais baixos, e eventos de “cauda longa”, corroborados pelos altos desvios padrões causados por vultosas despesas. A Tabela 2 mostra a diferença entre os procedimentos nos meses do primeiro semestre de 2016.

**Tabela 2** – Descrição da Base de Dados – Observações e Despesas por Procedimento em R\$

Período	Procedimentos Hospitalares				Procedimentos Ambulatoriais			
	Observações	Média	Mediana	D. Pad.	Observações	Média	Mediana	D. Pad.
jan/16	740.797	401,68	168,00	876,85	26.685.046	71,97	58,47	508,74
fev/16	765.372	382,61	160,00	841,70	27.218.553	73,17	59,40	122,74
mar/16	855.475	386,44	162,27	814,52	32.432.494	73,59	60,00	121,73
abr/16	858.315	394,44	175,00	817,21	29.093.202	74,03	60,00	121,76
mai/16	788.798	397,86	165,00	852,18	27.419.519	75,75	60,00	124,45
jun/16	784.143	400,47	168,77	831,67	27.158.272	75,68	60,00	280,54

Fonte: elaborado pelos autores, a partir dos dados da ANS – Dados Abertos – 2018.

É possível perceber que o padrão da Tabela 1 se mantém para as despesas *hospitalares* e *ambulatoriais*, em que se verificam quantidades de observações razoavelmente próximas às médias de ocorrências. Para ambos procedimentos, mais uma vez se nota a assimetria à direita (medianas menores que as médias) e a sugestão da “cauda longa”, nitidamente para os desvios-padrão de eventos hospitalares, decorrentes de casos de internações e tratamentos de longa duração. Nota-se também inversão de proporções: para os procedimentos hospitalares, menos observações e médias maiores; para os ambulatoriais, mais observações e médias menores.

A análise descritiva foi estratificada em mais dois perfis: sexo e faixa etária. As faixas etárias foram separadas segundo classificação determinada pela ANS: de 0 a 18 anos (faixa 1); de 19 a 23 (faixa 2); de 24 a 28 (faixa 3); de 29 a 33 (faixa 4); de 34 a 38 (faixa 5); de 39 a 43 (faixa 6); de 44 a 48 (faixa 7); de 49 a 53 (faixa 8); de 54 a 58 (faixa 9); e de 59 anos ou mais (faixa 10). De maneira similar, a média das despesas por sexo e por faixa etária, a despeito dos *outliers*, manteve-se a mesma durante o período, tanto para os procedimentos ambulatoriais, hospitalares (mesmo com algumas variações esperadas) ou ambos.

Na próxima seção, o modelo da Equação 1 será testado em três cenários: no primeiro, chamado “cenário base”, sem mecanismos de transferência de risco; no segundo e terceiro, serão introduzidos os resseguros proporcionais (quota-parte) e não-proporcionais (Stop-Loss Agregado), respectivamente dados pelo conjunto da Equação 3, para que os resultados obtidos para a Equação 2 sejam comparados com o cenário inicial.

#### 4. APLICAÇÃO DO MODELO E RESULTADOS

Foi implementado um algoritmo<sup>xiv</sup> para receber a base de dados e definir os valores de receita de prêmios e de sinistros agregados, a fim de estimar a probabilidade de ruína a partir da definição de capitais excedentes. Devido a limitações operacionais, alguns ajustes foram necessários. A primeira adaptação se deu na base de dados: para acomodar uma quantidade satisfatória de eventos para a execução do algoritmo, escolheu-se uma das 18 *cross-sections*, uma vez que há clara estabilidade no comportamento das despesas deste mercado. Por conter a maior quantidade de observações o corte transversal de março/2016 foi escolhido. O próximo passo foi estabelecer uma amostragem desse corte para a realização do modelo. Com a utilização do software, extraiu-se uma amostra aleatória contendo 17,5% dos eventos (5.825.395 observações). O passo seguinte foi estabelecer uma quantidade de beneficiários para a amostra de despesas. Para isso, foram considerados os números de beneficiários informados

no site da ANS em dezembro de 2015 (49.212.099) e em dezembro de 2016 (47.630.794), que, por interpolação linear, resultaram em uma população estimada de 48.816.773 beneficiários. Acomodando esse número ao modelo e assumindo a relação linear, tomou-se 17,5% dessa população e aplicou-se um fator de ajuste de 0,9589 referente às informações omissas de sexo, idade e valores da base inicial, resultando em 8.191.841 de participantes.

Quanto aos valores de prêmio puro por faixa etária, os montantes foram estimados a partir do Painel de Precificação de 2015 da ANS<sup>xv</sup>. Tomando como base o valor de R\$ 610,24, que retrata o preço comercial médio dos planos de saúde em dezembro de 2015 nas Unidades da Federação para a faixa de 44 a 48 anos, uma relação entre as faixas dentro das especificações da ANS e descontando os carregamentos totais médios por faixa, encontraram-se os prêmios puros por faixa etária, como na Tabela 3.

**Tabela 3 – Beneficiários, Prêmios Puros e Despesas com Procedimentos por faixa etária**

		Total de Beneficiários		Procedimentos Ambulatoriais e Hospitalares					
		Faixas	N	Prêmio Médio	N	Média Despesas	DesvPad Despesas	Máximo Despesas	Mínimo Despesas
<b>HOMENS</b>	<b>Faixa 1</b>	1.048.556	159,11	458.553	69,63	117,95	36.000,00	1,00	
	<b>Faixa 2</b>	269.512	198,02	101.842	73,62	157,34	26.015,43	1,00	
	<b>Faixa 3</b>	330.131	246,59	142.261	76,42	149,35	14.372,00	1,00	
	<b>Faixa 4</b>	390.751	273,80	175.821	79,31	161,16	17.000,00	1,00	
	<b>Faixa 5</b>	382.559	292,87	184.122	83,46	169,83	16.200,00	1,00	
	<b>Faixa 6</b>	296.545	342,03	156.925	83,87	179,65	25.153,15	1,00	
	<b>Faixa 7</b>	249.032	412,40	147.763	85,03	172,86	17.350,00	1,00	
	<b>Faixa 8</b>	227.733	487,48	149.735	87,79	329,51	101.848,36	1,00	
	<b>Faixa 9</b>	185.136	583,24	135.826	90,75	238,40	26.400,00	1,00	
	<b>Faixa 10</b>	427.614	967,98	418.191	97,23	289,16	37.800,00	1,00	
<b>MULHERES</b>	<b>Faixa 1</b>	1.023.980	159,11	461.570	68,15	109,09	16.000,00	1,00	
	<b>Faixa 2</b>	305.556	198,02	210.464	72,93	123,80	10.080,15	1,00	
	<b>Faixa 3</b>	397.304	246,59	324.321	78,57	156,14	21.869,61	1,00	
	<b>Faixa 4</b>	462.020	273,80	405.221	84,10	169,99	18.314,15	1,00	
	<b>Faixa 5</b>	442.359	292,87	401.745	86,32	208,37	38.004,00	1,00	
	<b>Faixa 6</b>	339.142	342,03	322.382	84,63	183,24	25.000,00	1,00	
	<b>Faixa 7</b>	286.714	412,40	290.832	82,94	173,25	36.843,72	1,00	
	<b>Faixa 8</b>	266.235	487,48	291.441	82,10	166,50	24.500,00	1,00	
	<b>Faixa 9</b>	224.456	583,24	254.688	82,57	163,99	16.276,33	1,00	
	<b>Faixa 10</b>	636.506	967,98	791.692	84,30	208,89	50.000,00	1,00	
<b>TOTAL</b>		8.191.841		5.825.395					

Fonte: elaborado pelos autores.

O último ajuste se deu na distribuição das despesas com procedimentos hospitalares e ambulatoriais a ser utilizada para o desenvolvimento estocástico das simulações nos diversos períodos de tempo. Neste processo, estimaram-se, a partir dos valores observados na base de dados, curvas de ajuste de distribuições probabilísticas por máxima verossimilhança e foram obtidos os seus parâmetros. Para o ajuste da curva que melhor descrevia as despesas, recorreu-se a sete distribuições paramétricas: Exponencial, Gama, Normal, Log-Normal, Weibull, Weibull Inversa e Pareto e, dentre elas, escolheu-se a que apresentou o menor índice BIC (*Bayesian Information Criterion*).

**Tabela 4 – Melhores distribuições de ajuste, por faixa e por sexo, e seus parâmetros**

Faixa		Distr.	$\mu$	$\sigma$		Distr.	$\mu$	$\sigma$		Distr.	$\mu$	$\sigma$
1	HOMENS E MULHERES	Log-normal	3,86	0,88	HOMENS	Log-normal	3,87	0,89	MULHERES	Log-normal	3,85	0,88
2		Log-normal	3,83	0,95		Log-normal	3,80	0,98		Log-normal	3,84	0,94
3		Log-normal	3,86	0,97		Log-normal	3,81	1,00		Log-normal	3,88	0,96
4		Log-normal	3,89	0,99		Log-normal	3,82	1,02		Log-normal	3,92	0,98
5		Log-normal	3,91	1,00		Log-normal	3,85	1,04		Log-normal	3,94	0,98
6		Log-normal	3,90	1,00		Log-normal	3,85	1,04		Log-normal	3,92	0,98
7		Log-normal	3,90	1,00		Log-normal	3,86	1,04		Log-normal	3,91	0,98
8		Log-normal	3,89	1,01		Log-normal	3,88	1,05		Log-normal	3,90	0,99
9		Log-normal	3,90	1,02		Log-normal	3,90	1,06		Log-normal	3,90	1,00
10		Log-normal	3,88	1,05		Log-normal	3,91	1,08		Log-normal	3,87	1,03

Fonte: elaborado pelos autores.

Para a amostra total, ao analisar os resultados obtidos, a distribuição que apresentou a melhor aproximação foi a Log-Normal, com parâmetros 3,88 ( $\mu$ , a média) e 0,99 ( $\sigma$ , o desvio-padrão). A mesma operação foi repetida para as 10 faixas etárias da amostra e sexos por faixas, todas elas também resultando na Log-Normal. Com isso, verificou-se o fato esperado de curvas estatísticas assimétricas à direita e de cauda longa (eventos extremos), como visto na Tabela 4. Concluídos esses ajustes, efetuaram-se 1.000 simulações de trajetórias com o horizonte de 120 meses da Equação 1 via método de Monte Carlo para o cálculo das despesas agregadas por amostra, por faixas e por sexo, de modo a estimar a probabilidade de ruína para cada uma dessas segmentações. Os resultados, sem e com resseguro, são apresentados a seguir.

#### 4.1. Resultados – Cenário Base (sem resseguros)

O primeiro cenário de avaliação da ruína contou com 1.000 simulações da Equação 1, num período de 120 meses, com capital inicial igual a zero, captação de receita gerada pelo produto entre prêmio puro e beneficiários, ambos por faixa, e a sinistralidade (despesas agregadas) a partir das simulações aleatórias das despesas pelas curvas ajustadas. Contrariando o esperado, para todas as situações não foi verificada nenhuma situação de insolvência. Tal fato pode ser decorrente da massificação de procedimentos ambulatoriais, cuja concentração de valores se posiciona abaixo da média, frente à menor quantidade de ocorrências de procedimentos hospitalares e da maior proporção de receitas em relação às despesas no período originalmente escolhido e que serviu de base para as simulações estocásticas.

Para eliminar impactos financeiros decorrentes da base de dados ou de ajustes, as despesas mínimas foram agravadas em quatro cenários – respectivamente equivalendo a R\$ 100,00, R\$ 300,00, R\$ 500,00 e R\$ 1.000,00, tudo o mais constante. As distribuições de ajuste de despesas foram recalculadas levando em conta esses novos valores mínimos e o método de estimação por máxima verossimilhança. Observou-se uma mudança na distribuição para a estimação do sinistro agregado, de *Log-Normal* para *Weibull Inversa*, em todos os casos. Com o modelo de risco da Equação 1, processos de ruína apenas ocorreram a partir do cenário com o valor de despesa mínima de R\$ 300,00. Para este cenário, os valores das despesas da amostra total seguem uma *Weibull Inversa* com parâmetros 2,96 ( $\kappa$ , a forma) e 4,33 ( $\lambda$ , a escala)<sup>xvi</sup>. Variando o capital inicial de 0 a 50 bilhões a cada bilhão, verificou-se que o processo abandona o estado de insolvência entre 43 e 44 bilhões. O mesmo foi repetido para as faixas etárias e para os sexos por faixa etária. Para o primeiro caso, como visto na evolução patrimonial da Tabela 5, verifica-se que a faixa mais baixa, diferentemente do esperado, é a última a sair de uma hipotética situação de insolvência, entre 19 e 20 bilhões, indicando menor captação de recursos frente às despesas. Em contrapartida, não foi verificada insolvência para a faixa mais elevada.

**Tabela 5** – Probabilidades de Ruína – Faixa Etária (ambos sexos) – Despesa Mínima R\$300,00.

Faixa Amostra	Capital de Solvência ( $U_0$ ) - em bilhões de R\$									
	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
1	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	65,1%	0%	0%
2	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
3	100%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
4	100%	100%	100%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
5	100%	100%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
6	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
7	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
8	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
9	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
10	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%

Fonte: elaborado pelos autores.

Nota-se, portanto, que a insolvência do processo diminui com o aporte de capital de solvência. Por se tratar de um mercado com arrecadação na casa dos bilhões, a visualização do decaimento da probabilidade de ruína é dificultada, pois essa ocorre na casa dos milhões.

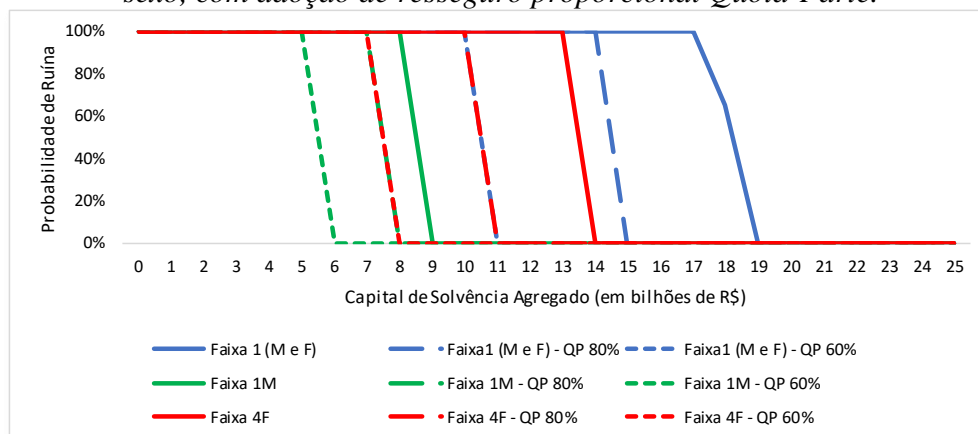
#### 4.2. Resultados – Com Resseguros

Tomando o cenário base da subseção anterior, com despesa mínima de R\$ 300,00, os contratos de resseguros proporcionais (quota-parte) e não-proporcionais foram testados. Para os de quota-parte, assumiram-se os valores de 80% e 60% para o  $\alpha$  da Equação 3, que se refere à proporção de prêmios e de sinistros retidos pelas operadoras. No primeiro caso, verificou-se que a saída do quadro de insolvência da amostra ocorreu entre 34 e 35 bilhões de reais de capital de solvência, contra 43 a 44 bilhões do cenário base. Ou seja, trata-se de um alívio financeiro da ordem de cerca de 10 bilhões para as operadoras de saúde, o que equivale a uma suavização de 20% da estrutura de capital. No segundo, essa faixa caiu para 26 a 27 bilhões, diminuindo ainda mais a necessidade de capital de solvência. Tais resultados mostram-se de acordo com o verificado por Garven e Lamm-Tennant (2003) e por Cummins et al. (2008).

Quando se avaliam as faixas etárias e as faixas por sexo, ao simular o modelo de ruína para as operadoras com as receitas de prêmio e despesas sendo tratadas pelo resseguro quota-parte a 80% e a 60%, também se percebe uma suavização da necessidade de capital. Como exemplo, tomaram-se as três curvas de probabilidade mais insolventes desses grupos em relação à arrecadação de prêmios: a primeira faixa etária (0 a 18 anos), a primeira faixa etária masculina (0 a 18 anos) e a quarta faixa etária feminina (29 a 33 anos). Em todas elas, verifica-se a redução da probabilidade de ruína com o aumento de capital e com a diminuição de retenção de prêmios e de sinistros – ou seja, com o maior percentual de cessão à resseguradora.

Com os resultados obtidos, como apresentado na Figura 2, evidencia-se que a contratação do resseguro quota-parte pode contribuir para a situação de solvência das operadoras de saúde, em especial por reduzir o capital necessário para operação – neste estudo, redução de 20 a 40% de capital. Porém, como apontado em Chen et al. (2001), haverá impacto negativo na receita de prêmios.

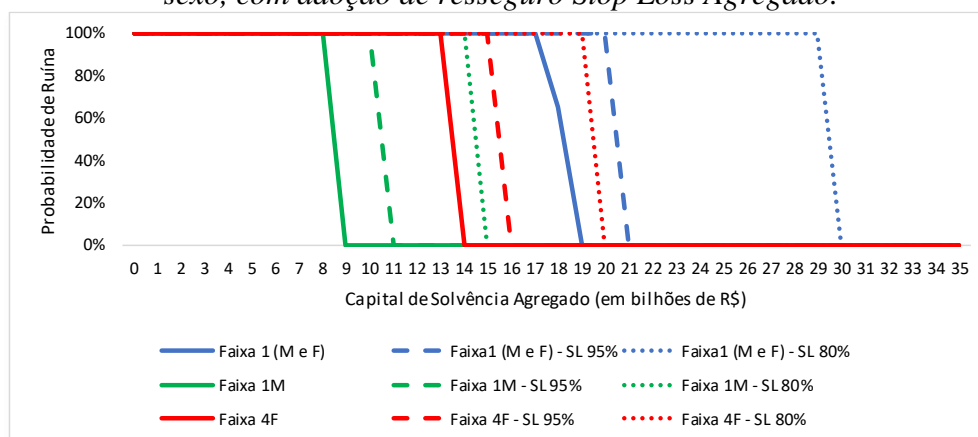
**Figura 2** - Comparação entre capital de solvência e probabilidade de ruína por faixa etária e sexo, com adoção de resseguro proporcional Quota-Parte.



Fonte: elaborado pelos autores.

Para a adoção do resseguro *Stop Loss Agregado* também foram concebidos dois cenários: o primeiro com limite de retenção de 80% das despesas totais das operadoras por período e, o segundo, com limite de 95%. O prêmio de resseguro foi calculado pela média das despesas agregadas cedidas, ponderada pelas probabilidades dos eventos de cauda, isto é, cujos valores excedem a um limiar empírico (20% e 5%, respectivamente). Em seguida, ao processo de risco apresentado na Equação 1, para cada instante  $t$ , subtraiu-se da receita de prêmios o prêmio de resseguro correspondente, além do sinistro agregado retido pelas operadoras.

**Figura 3** - Comparação entre capital de solvência e probabilidade de ruína por faixa etária e sexo, com adoção de resseguro *Stop Loss Agregado*.



Fonte: elaborado pelos autores.

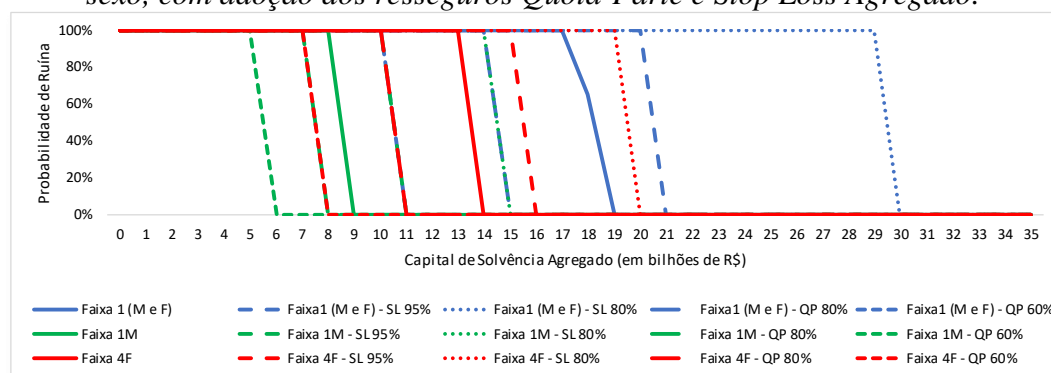
Esperava-se que a imposição deste limiar de cessão para a resseguradora pudesse mitigar a redução de capital excedente a cada instante, uma vez que a seguradora estaria cedendo justamente os maiores valores possíveis de indenização. De modo contrário ao esperado, verificou-se, como trazido pela na Figura 3, que não importa o volume de retenção (se 80% ou 95%), o capital de solvência necessário para manter a mesma probabilidade de ruína aumentou: passou de R\$ 44 bilhões para 126 (com retenção a 80%) e 65 (a 95%). Se forem consideradas as segmentações por faixa etária e por sexo, observa-se comportamento similar – como se vê na Figura 4, a separação de 30 e 21 bilhões para a Faixa 1 frente aos 19 bilhões do cenário base, e de 20 e 16 frente aos 14 para mulheres da Faixa 4. Esse efeito explica-se pelo fato de o *Stop Loss Agregado* ser o tratado de resseguro com prêmio de resseguro mais elevado. Ou seja, pelo fato de o valor do repasse de prêmio à resseguradora ser mensurado como o valor

esperado em cauda (*expected shortfall*), ele não respeita a proporcionalidade definida em contrato, como no caso Quota-Parte.

Contudo, há evidências similares na literatura: Cummins et al. (2008) traz evidências de que o custo do resseguro pode ser maior do que o valor atuarialmente justo do risco negociado para seguradoras que operam contratos de curto prazo (como é o contrato de planos de saúde no Brasil). Assim, a parcela cedida em prêmios de resseguro pode piorar a situação financeira trazendo as seguradoras para mais cenários potenciais de insolvência, apesar da proteção fornecida contra eventos *outliers*, de alta severidade (típico risco ressegurável). Ademais, os dados (Tabelas 2 e 3) evidenciam que as operadoras no Brasil experimentam um número alto de ocorrências de procedimentos ambulatoriais, cujos baixos valores médios poderiam não justificar a contratação do resseguro *Stop Loss Agregado*, a não ser para eventos com reincidência ou mais custosos, como os hospitalares (em menor escala, com maior severidade).

A Figura 4 sintetiza os cenários analisados, sem e com resseguros, evidenciando que a adoção desses mecanismos, a despeito da limitação legal, pode auxiliar na sustentabilidade financeira das operadoras de saúde.

**Figura 4 - Comparação entre capital de solvência e probabilidade de ruína por faixa etária e sexo, com adoção dos resseguros Quota-Parte e Stop Loss Agregado.**



Fonte: elaborado pelos autores.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A sustentabilidade financeira do setor de saúde suplementar no Brasil tem sido discutida amplamente, dado que seu financiamento sofreu duros impactos nos últimos anos. Alterações regulamentares, envelhecimento da população e a variação dos custos médico-hospitalares acima da inflação são alguns dos fatores que atingem diretamente as operadoras de planos de saúde. Essas mudanças afetam seus resultados, pois, não havendo equilíbrio nas contas, tornam-se insolventes e, em último caso, suas falências podem ser decretadas.

Situação intrínseca a companhias que trabalham com grande número de riscos, a insolvência é um tema recorrente na literatura atuarial e tenta ser mitigada de diversas formas. Tanto no gerenciamento dos riscos, como na proteção patrimonial, o objetivo é minimizar a probabilidade de ruína de uma empresa. E um dos instrumentos que uma seguradora dispõe é o resseguro, em que uma ou mais resseguradoras assumem, a partir de contrato formal e pagamento de prêmio, indenizar a companhia cedente a partir do limite máximo de indenização.

Diante desse contexto, o presente trabalho, baseando-se em processos estocásticos de risco e na teoria da ruína, utilizou dados oficiais do setor de saúde suplementar, buscando realizar um estudo contrafactual em que foram comparados o cenário atual das operadoras de saúde e um cenário hipotético, com a introdução de tratados de resseguros proporcionais e não-proporcionais, com o intuito de verificar como e em quanto a situação de insolvência a médio

e longo prazos poderia ser melhorada. Os resultados obtidos sugerem que a contratação do resseguro proporcional do tipo Quota-Parte pode melhorar a solvência das operadoras de saúde, suavizando a necessidade de capital entre 20 a 40%. Já quando o exercício foi realizado com o tratado não proporcional *Stop Loss*, os resultados apontaram mais necessidade de capital de solvência para manter o mesmo nível de probabilidade de ruína verificados nos outros cenários, devido aos elevados prêmios associados aos eventos de cauda, o que pode sugerir cautela na sua adoção, mesmo para eventos de alta severidade, como os procedimentos hospitalares.

Sugere-se, por fim, que, caso seja permitida a adoção do resseguro na Saúde Suplementar, estudos futuros deverão abordar não somente os tratados aqui indicados, mas também coordená-los com outras opções de contratos e com outras ferramentas de transferência de risco, como a franquia e a coparticipação. Essas alternativas poderão trazer maior suficiência ao mercado e auxiliar os gestores do setor na tomada de decisões, além de favorecer os beneficiários. Ademais, novas bases de dados podem ser utilizadas, uma vez que o TISS não contempla ainda todo o mercado brasileiro, sendo esta a principal limitação do estudo.

## 6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Barros, J. L. (2013). *Aplicação de Modelos de Previsão de Insolvência nas Operadoras de Planos de Saúde do Brasil*. Dissertação de Mestrado. Fundação Instituto Capixaba de Pesquisas em Contabilidade, Economia e Finanças, Espírito Santo.

Bowers, N. L., Gerber, H. U., Hickman, J. C., Jones, D. A. & Nesbitt, J. (1997). *Actuarial Mathematics*. The Society of Actuaries.

Chan, L. S. & Joaquin, D. C. (2010). Using simulation to support the reinsurance decision of a medical stop-loss provider. *Insurance Markets and Companies: Analyses and Actuarial Computations*, v. 1, n. 2, p. 65-77.

Chen, Y.; Hamwi, I. & Hudson, T. (2001). The effect of ceded reinsurance on solvency of primary insurers. *International Advances in Economic Research*, v.7(1), p. 65-82.

Cummins, J. D., Dionne, G., Gagné, R. & Nouria, A. (2008). The Costs and Benefits of Reinsurance. *Cahiers de recherche 08-04*, HEC Montréal, Institut d'économie appliquée.

Deelstra, G. & Plantin, G. (2014). *Risk Theory and Reinsurance*. EAA Series ed. London: Springer.

Garven, J. R. & Lamm-Tennant, J. (2003). The Demand for Reinsurance: Theory and Empirical Tests. *Insurance and Risk Management*, v. 7, n. 3, pp. 217-237.

Geruso, M. & McGuire, M. (2016). Tradeoffs in the Design of Health Plan Payment Systems: Fit, Power and Balance. *American Journal of Health Economics*, v. 47, p. 1-19.

Guimarães, A. L. S. & Alves, W. O. (2009). Prevendo a Insolvência de Operadoras de Planos de Saúde. *Revista de Administração de Empresas*, v. 49, n. 4, p. 459-471.

Kasumo, C., Kasozi, J. & Kuznetsov, D. (2018). On Minimizing the Ultimate Ruin Probability of an Insurer by Reinsurance. *Journal of Applied Mathematics*, v. 2018, p. 1-11.

Klugman, S. A., Panjer, H. H. & Willmot, G. E. (2004). *Loss Models: From Data to Decisions*. 2nd. Ed. John Wiley.

Layton, T. J., McGuire, T. G. & Sinaiko, A. (2016). Risk Corridors and Reinsurance in Health Insurance Marketplaces. *American Journal of Health Economics*, v. 2, n. 1, pp. 66-95.



Lemos, S. R. R. (2008). *Probabilidade de Ruína no Mercado de Seguros: Fundamentos Teóricos e Alguns Resultados de Simulação*. Dissertação de Mestrado. Universidade Federal de Pernambuco, Pernambuco.

Maia, A. C., Andrade, M. V. & Oliveira, A. M. H. C. (2004). O risco moral no sistema de saúde suplementar brasileiro. *Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia*.

Maia, A. C. & Carvalho, J. V. F. (2018). A Espiral de Anti-Seleção no Mercado Brasileiro de Planos de Saúde Individuais. *Anais do XVIII USP International Conference in Accounting*.

Sá, M. C., Maciel Jr., J. N. & Reinaldo, L. M. (2017). Processo de Ruína Finito: Um Estudo de Caso na Saúde Suplementar no Brasil. *Revista Evidenciação Contábil & Finanças*, v. 5, n. 2, p. 88-103.

Wammes, J. J. G., Tanke, M., Jonkers, W., Westert, G. P., Van Der Wees, P. J. & Jeurissen, P. P. T. (2017). Characteristics and healthcare utilisation patterns of high-cost beneficiaries in the Netherlands: a cross-sectional claims database study. *BMJ Open*; v7: e017775.

---

<sup>i</sup> AGÊNCIA NACIONAL DE SAÚDE SUPLEMENTAR – ANS. Rio de Janeiro, 2018. Dados do Setor. Dados Gerais. Disponível em: <<http://www.ans.gov.br/perfil-do-setor/dados-gerais>> Acesso em: 28 jun. 2018.

<sup>ii</sup> Idem. As Resoluções Normativas (RNs) da ANS podem ser acessadas pelo sistema de busca de legislação <<http://www.ans.gov.br/legislacao/busca-de-legislacao>>. Acesso em: 27 mai. 2018

<sup>iii</sup> AGENCIA NACIONAL DE SAÚDE SUPLEMENTAR – ANS. Notícia: Coparticipação e Franquia. Rio de Janeiro, 28 jun. 2018. Disponível em: <<http://www.ans.gov.br/aans/noticias-ans/consumidor/4499-ans-define-regras-para-cobranca-de-coparticipacao-e-franquia-em-planos-de-saude>>. Acesso em: 28 jun. 2018.

<sup>iv</sup> CONFERDERAÇÃO NACIONAL DAS SEGURADORAS (CNSEG). Rio de Janeiro, 12 abr. 2018. Notícia: Encontro de Resseguro discute compartilhamento de riscos na Saúde Suplementar. Disponível em: <<http://cnseg.org.br/cnseg/servicos-apoio/noticias/encontro-de-resseguro-discute-compartilhamento-de-riscos-na-saude-suplementar.html>>. Acesso em: 27 mai. 2018.

<sup>v</sup> Disponível em <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/Leis/L9656.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Leis/L9656.htm)> Acesso em: 24 nov. 2018.

<sup>vi</sup> Disponível em <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/leis/lcp/Lcp126.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/lcp/Lcp126.htm)> Acesso em: 24 nov. 2018.

<sup>vii</sup> Parecer da Procuradoria Federal - Susep/Coordenadoria de Assuntos Administrativos 50.104/2008.

<sup>viii</sup> AGÊNCIA NACIONAL DE SAÚDE SUPLEMENTAR – ANS. Rio de Janeiro, 23 jun. 2009. Notícia: Resseguro na Saúde Suplementar. Disponível em: <<http://www.ans.gov.br/a-ans/sala-de-noticias-ans/a-ans/1073-resseguro-na-saude-suplementar>>. Acesso em: 27 mai. 2018.

<sup>ix</sup> Lei disponível em: <<http://housedocs.house.gov/energycommerce/ppacacon.pdf>>. Acesso em: 29 jun. 2018.

<sup>x</sup> Os instrumentais teóricos de resseguros proporcionais e não-proporcionais e do modelo de ruína empregados neste estudo serão definidos matematicamente na subseção metodológica 3.2.

<sup>xi</sup> Os tipos mais comuns de tratados proporcionais são *quota-parte* e *excedente de responsabilidade (surplus)*. Mais detalhes sobre cada um podem ser obtidos em Deelstra e Plantin (2014).

<sup>xii</sup> Os tipos mais comuns de tratados não-proporcionais são *excesso de danos (ED)*, *perda agregada* e *stop loss*. Mais detalhes sobre cada um podem ser obtidos em Deelstra e Plantin (2014).

<sup>xiii</sup> Dados disponíveis em <<http://dados.gov.br/organization/agencia-nacional-de-saude-suplementar-ans>> . Acesso em: 10 de nov. 2018.

<sup>xiv</sup> Para todos os tratamentos de base de dados e todas as simulações do modelo de ruína, utilizou-se o software estatístico R, versão 3.4.0.

<sup>xv</sup> Este painel possui informações de preços e de custos das operadoras cadastradas na ANS. Disponível em <[https://www.ans.gov.br/images/stories/Materiais\\_para\\_pesquisa/Perfil\\_setor/Foco/painel\\_precificacao2015\\_completo.pdf](https://www.ans.gov.br/images/stories/Materiais_para_pesquisa/Perfil_setor/Foco/painel_precificacao2015_completo.pdf)>. Acesso em: 10 nov. 2018.

<sup>xvi</sup> Para fins deste estudo, foram informados apenas os parâmetros das curvas da Weibull Inversa para faixas etárias e gêneros por faixa do cenário em que a despesa mínima é de R\$ 300,00. Os parâmetros para os demais cenários foram omitidos por uma questão de espaço textual disponível. Caso haja interesse nos demais valores, os autores poderão ser contatados para consulta.