

O Resseguro na Saúde Suplementar: Um Estudo Contrafactual sobre os Impactos da Adoção de Tratados de Resseguros por Operadoras de Planos de Saúde no Brasil

Caio Alexandrino Costa Areias¹

caio.areias@alumni.usp.br |  0000-0003-3463-1516

João Vinícius de França Carvalho¹

jvfcarvalho@usp.br |  0000-0002-1076-662X

RESUMO

A sustentabilidade da Saúde Suplementar brasileira tem sido debatida com frequência, dado que o número de operadoras diminuiu consideravelmente nos últimos anos após decretações de falência. Nesse sentido, mecanismos de transferência de risco apresentam-se como opções para mitigação de perdas financeiras e proteção patrimonial. O resseguro é um deles, mas, devido a entendimentos legais, sua adoção restringe-se a sociedades securitárias desde 2009, sendo vedada contratação por operadoras com outras naturezas, como cooperativas, autogestão e filantrópicas. Usando dados do setor e aplicando a teoria do risco coletivo, implementada pelo modelo de ruína clássico (Cramér-Lundberg), este estudo pretendeu verificar de maneira contrafactual como o resseguro impactaria a solvência das operadoras em um cenário hipotético de longo prazo em que todas elas tivessem acesso a essas ferramentas. Ao introduzir o tratado quota-parte, com retenções de 60% e 80% das despesas agregadas, e o *Stop-Loss*, com limites de retenção a 80% e 95%, observou-se que a probabilidade de ruína diminuiu no primeiro caso, em torno de 40% e 20%. No entanto, evidencia-se que a adoção do *Stop-Loss* para despesas agregadas eleva a necessidade de capital de solvência, em decorrência do seu alto prêmio, tornando-se viável quando direcionado para eventos de alto custo.

PALAVRAS-CHAVE

Saúde suplementar, resseguros, gerenciamento de riscos, teoria da ruína

¹Universidade de São Paulo,
São Paulo, SP, Brasil

Recebido: 25/11/2019.
Revisado: 03/04/2020.
Aceito: 25/05/2020.
Publicado Online em: 01/03/2021.
DOI: <http://dx.doi.org/10.15728/bbr.2021.18.2.6>



1. INTRODUÇÃO

As questões relativas à saúde no Brasil encontram-se entre os assuntos mais abordados pela mídia e por órgãos especializados. A relevância deriva de diversos fatores, dentre eles a qualidade dos serviços oferecidos e os gastos individuais com os planos de saúde suplementar. Em paralelo, questões demográficas, como o envelhecimento da população, sinalizam maior demanda por cuidados de saúde e evidências apontam para a sobreutilização de serviços quando da existência de um contrato de seguro (Maia, Andrade, & Oliveira, 2004; Layton, Ellis, McGuire, & van Kleef, 2017). 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 ativas e daquelas que tiveram as atividades canceladas nos últimos dez anos.

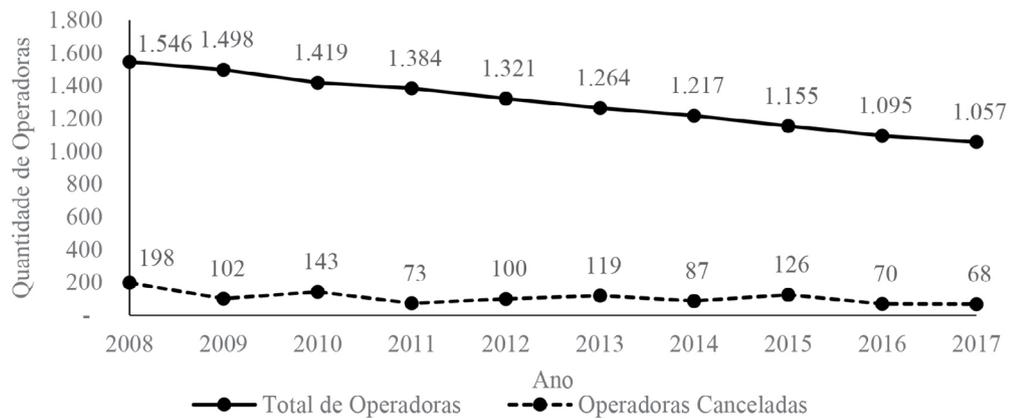


Figura 1. Operadoras ativas e com falência decretada – 2008 a 2017.

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

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

Dadas essas inúmeras consequências adversas para todo o sistema, uma alternativa gerencial é adotar tratados de resseguro por parte das operadoras. O resseguro é um arranjo contratual comumente utilizado pelas seguradoras para transferir o ônus financeiro da materialização de eventos cujas severidades excedam sua capacidade operacional a outra empresa, denominada *resseguradora*, mitigando a indesejada situação de *ruína*. Porém, no Brasil, a Lei Complementar nº 126/07 restringe o acesso das operadoras a esse tipo de contrato. No entanto, uma questão interessante a se colocar é: e se o acesso fosse liberado? Haveria um impacto relevante na probabilidade de ruína das operadoras? Se sim, qual a magnitude dele? Que desenhos contratuais poderiam ser mais eficazes?

Com o objetivo de ajudar a responder a essas questões, o presente trabalho de caráter exploratório pretende simular a adoção do resseguro por parte das operadoras de saúde, de modo a avaliar seus efeitos esperados sobre a capacidade dessas empresas de manterem-se financeiramente viáveis, além de propor novos arranjos que garantam a sustentabilidade financeira desse 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 do marco legal, da literatura empírica 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. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA E EMPÍRICA

2.1. VISÃO GERAL DO MERCADO DE SAÚDE SUPLEMENTAR

Em 2018, a Lei nº 9.656, que regulamenta a comercialização dos planos de saúde, completou 20 anos. Nesse período, 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 da Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS), em dezembro de 2017, os planos de assistência médica empresariais possuíam aproximadamente 32 milhões de beneficiários (67% dos usuários), os individuais/familiares, 9 milhões (19%), e os coletivos por adesão, 6 milhões (14%). Os produtos exclusivamente odontológicos possuíam aproximadamente 23 milhões de beneficiários, divididos em cerca de 17 milhões de usuários para 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 decréscimo de 0,6%, enquanto os odontológicos mostraram avanço de 6%¹.

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 400/16, que aborda 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 operadoras². De forma a reduzir as despesas das operadoras e desincentivar o uso indevido dos planos, a ANS promulgou a RN 433/2018, que pretendeu normatizar a cobrança de franquias e de coparticipações³. Apesar do pouco tempo que permaneceu em vigor, 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 retomar o seu crescimento⁴.

2.2. O MERCADO RESSEGUADOR E O RESSEGURO NA SAÚDE SUPLEMENTAR

O mercado ressegurador brasileiro teve o monopólio estatal quebrado com a 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. Comparando o

volume de prêmios entre dez/2016 e dez/2017, houve um aumento de aproximadamente 9%, valor 2,95% acima da inflação.

Quanto à contratação de resseguros por operadoras de saúde, a Lei 9.656/98, a partir da inclusão de texto na Medida Provisória nº 2.177-44/01, disciplina que⁵:

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.

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, 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 resseguro⁶:

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 os textos 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, enquanto o segundo o restringe a seguradoras. Essa divergência foi esclarecida em 2009 com o Parecer da Procuradoria Federal⁷, que delimitou a comercialização somente a operadoras constituídas sob a forma de sociedades seguradoras especializadas em saúde⁸. Desde então, empresas como *autogestão*, *cooperativas* e *filantrópicas* perderam o acesso ao resseguro, enquanto as resseguradoras tiveram diminuídas as receitas de prêmios cedidos oriundas desse setor.

No âmbito internacional, em 2010, o ex-presidente Barack Obama sancionou o *Affordable Care Act* (“ACA”)⁹, ou “Obamacare”, que tornou obrigatória a adesão de todos os cidadãos norte-americanos a um plano de saúde. A implantação do ACA ocorreu 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. O principal objetivo do *Reinsurance* era inibir o aumento do valor individual do prêmio, cuja variação derivaria da subscrição total de segurados de alto risco. Outro aspecto significativo do programa era suavizar despesas das seguradoras em eventos de alta severidade. Nos demais países, a utilização de mecanismos 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 e Canadá, o financiamento se dá pela arrecadação de contribuições ou fundos destinados a suportar o sistema de saúde. Em países com regulações mais rígidas e maior quantidade de planos privados, como Singapura, França e Suíça, o mercado de resseguro saúde se desenvolve, especialmente para conter o valor dos prêmios e dos avanços tecnológicos.

2.3. A PERSPECTIVA ATUARIAL NA SAÚDE SUPLEMENTAR

A contratação do resseguro é uma prática comum das seguradoras, a qual possibilita, mediante o pagamento de um prêmio, a cessão de parte de seus riscos visando garantir estabilidade patrimonial ao diminuir oscilações indesejáveis do fluxo de caixa. Garven & Lamm-Tennant (2003) mostraram que as motivações 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 a benefícios e custos, salientam que a aquisição do resseguro por uma seguradora reduz o risco de insolvência ao estabilizar a experiência da perda, aumentar sua capacidade e limitar as obrigações com determinados riscos. 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 de a seguradora reter uma menor parcela de prêmios, o que, em 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 propósito do resseguro, sob a ótica da teoria do risco, é reduzir a volatilidade dos sinistros agregados. Bowers et al. (1997) definem que a teoria da ruína fornece as melhores percepções sobre desvios adversos dos sinistros no longo prazo¹⁰. Lemos (2008, p. 29) 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 & Kuznetsov (2018) exploraram a aplicação de resseguros proporcional e não-proporcional 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 esperado, a melhor estratégia transcorreu com a utilização do resseguro proporcional.

Wammes et al. (2017), ao descreverem as características de utilização dos planos de saúde na Holanda em 2013, informam que um quarto das despesas observadas veio de uma pequena parcela de beneficiários – 1% a 5% dos 4,5 milhões de segurados. Para esses participantes, 75% dos gastos resultaram de despesas hospitalares, sendo 9% deles com internação em UTI e 9% com medicamentos dispendiosos. Da massa de 1% com maior nível de utilização, 54% era composta por pessoas com menos de 65 anos, com gastos médios decrescendo com o avanço da idade. Tais dados indicam que 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. Wammes et al. (2018) apontam que nos EUA também o problema está na alta concentração de gastos em poucos beneficiários: o top-10%, top-5% e top-1% beneficiários de alto custo representam respectivamente 68%, 55% e 24% do total de despesas. Layton, McGuire & Sinaiko (2016) descrevem o funcionamento dos programas temporários *Risk Corridor* e *Reinsurance* na reforma norte-americana promovida pelo ACA. O *Risk Corridor* (descrito como “resseguro *stop-loss*

agregado”) visava limitar 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 acessível. Além disso, reduziriam possíveis flutuações de subscrição vindas de outros fatores envolvidos com a aceitação do segurado, como seleção adversa, independentemente do histórico clínico. Os autores concluíram que ambos os programas alcançaram 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 & 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 eficiência, a fim de analisar o sistema de pagamento dos planos de saúde no período inicial do ACA. Com os resultados obtidos, avaliaram que o *Risk Adjustment* não é um bom padrão a ser seguido para a tarifação de planos. Concluíram que o resseguro, por atuar diretamente em eventos de alta severidade (cauda pesada), retornam um valor de *power* mais alto. Sugeriram também que a utilização temporária dos resseguros seja reconsiderada e que, para manter a sustentabilidade do sistema de pagamentos das seguradoras de saúde e reduzir as variações no custeio das despesas, o programa continue operando. Schmid & Beck (2016) fizeram um estudo similar na Suíça, e concluíram que o resseguro reduz fortemente incentivos para a prática de antisseleção de riscos. McGuire, Schillo & van Kleef (2020) ampliam o estudo para a Alemanha, Holanda e EUA, chegando em conclusões similares.

No contexto brasileiro, Maia & Carvalho (2020) avaliam possíveis efeitos da introdução dos planos populares no mercado. Os resultados obtidos a partir da base de dados reais sugerem que, se os produtos ofertados possuírem preços relativos mais atrativos do que os vigentes no mercado, a espiral de antisseleção do portfólio de segurados seria tão intensa que inviabilizaria a operação de todos os perfis de operadoras de planos de saúde, em todas as faixas etárias, sem exceção. Já Alves & Guimarães (2009) propuseram um modelo de regressão logística com 17 indicadores financeiros, simulando a probabilidade de ruína de 597 operadoras em 2005. Chegaram a 570 operadoras solventes para 27 insolventes (probabilidade de ruína de 4,52%) e inferiram que os indicadores mais relevantes são *Alavancagem*, *Lucratividade* e *Atividade*. Em estudo similar, Barros (2013) testou a eficácia de seis modelos de insolvência para uma base de operadoras entre 2009 e 2012, desaconselhando o modelo de Alves & Guimarães (2009) devido às baixas precisão e performance.

Sá, Maciel Júnior & 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. Ao aumentar o prêmio em 13% anualmente, a probabilidade de ruína diminui para 49,68%. Tanto Alves & Guimarães (2009), como Barros (2013) e Sá, Maciel Júnior & Reinaldo (2017) desenvolvem 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 & Kuznetsov (2018), este trabalho tem como objetivo verificar como tratados de resseguro podem aliviar a necessidade de capital na saúde suplementar e em qual proporção reduziriam a probabilidade de uma empresa entrar em ruína.

Chan & Joaquin (2010), em metodologia similar à deste trabalho, verificam como simulações de Monte Carlo podem ser utilizadas para auxiliar 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% ao utilizar uma estratégia híbrida de resseguro com quota-parte e excesso de danos. Comparativamente, o presente trabalho destaca-se 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 explicado na próxima seção, será feita por ajuste 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

3.1. A ESTRUTURA MATEMÁTICA E A INCORPORAÇÃO DO TRATADO DE RESSEGURO

Dado que o objetivo deste trabalho é estimar os potenciais efeitos da adoção dos tratados de resseguro na viabilidade financeira das operadoras de planos de saúde, este estudo tem caráter exploratório. Neste sentido, optou-se por fazer as análises por meio de simulações. Para mensurar os efeitos esperados dessas simulações, é preciso definir a métrica a partir da qual será feita a análise de sensibilidade dos cenários contrafactuais, em oposição ao cenário atual. Essa medida será a *probabilidade de ruína*. Para estimar a probabilidade de ruína das operadoras de saúde em cenários sem tratados de resseguros e confrontá-la com cenários onde há a contratação do resseguro, é importante definir primeiramente o processo estocástico de fluxo de caixa que permitirá avaliar a insolvência. De forma a atender a essa necessidade, 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 probabilidade $\psi(U_0)$ sendo estimada pela Equação 2, a seguir.

$$\psi(U_0) = P(U_t < 0 \mid U_0) \quad (2)$$

Para a reprodução desse processo de risco, a base de dados (descrita na subseção 3.2) servirá de referência para estimar os parâmetros iniciais da Equação 1. A avaliação de insolvência da operadora será feita no horizonte 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, tendo como base informações do setor e publicações da ANS sobre a quantidade de beneficiários e a 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 trazidos pelas Tabelas 1 e 2.

O principal desafio será definir a distribuição probabilística para a curva de despesas em cada momento do tempo, o que será feito via ajustes na distribuição de despesas observadas iniciais. Para os demais momentos do tempo, via método Monte Carlo, 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. Estimando de modo não paramétrico os momentos de 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 & Plantin (2014), tratados de resseguro podem ser classificados de maneira sistemática conforme suas características principais: *proporcionais*¹¹ e *não proporcionais*¹². 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:

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

No caso proporcional, α representa a taxa de retenção incidente sobre o montante do sinistro, obtida por meio da divisão do prêmio retido pelo prêmio total. As vantagens desse tratado englobam a implementação e redução de risco moral, visto que seguradora e resseguradora possuem congruência de interesses. Quanto ao caso não-proporcional, este 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 passa a ter responsabilidade de pagamento apenas quando o montante do sinistro exceder o limite de retenção (L) estabelecido pela seguradora.

Assim, serão avaliados três cenários distintos: (i) sem qualquer estrutura de resseguro, (ii) com resseguro proporcional (*quota-parte*), e (iii) com resseguro não proporcional (*Stop-Loss*). O objetivo é mostrar o quanto e como a contratação de tratados de resseguro impacta a situação de insolvência das operadoras de saúde suplementar, tornando-as mais ou menos capazes de honrar os seus compromissos e o quanto o prêmio cedido total pode favorecer as resseguradoras. De forma ampla, esse modelo pretende testar a utilização de resseguros em todas as modalidades de operadoras, independentemente da restrição de comercialização imposta pela SUSEP em 2009.

3.2. ANÁLISE DESCRITIVA DA BASE DE DADOS

A elaboração da base de dados foi feita a partir de informações disponibilizadas na área de dados abertos do site da ANS¹³. Foram recolhidas 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 consequentemente à ANS, entre julho de 2015 e dezembro de 2016, para cada um dos 26 estados brasileiros e no Distrito Federal. Cada planilha apresentava 15 colunas, trazendo variáveis como sexo do beneficiário, data de ocorrência, CID (Classificação Internacional de Doenças) e valor do procedimento.

Primeiramente, tentou-se estabelecer um painel de dados com valores por estado no decorrer dos meses. Mas, devido às restrições dos softwares estatísticos utilizados, recorreu-se à análise das

cross-sections mensais, com o agrupamento das informações de ambos os procedimentos, hospitalar e 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* para distinguir os dois tipos de procedimentos. Na consistência dos dados, também foram desconsideradas entradas sem indicação de sexo e de idade e valores de procedimentos menores que R\$ 1,00. A base de dados final, composta pelas 18 *cross-sections*, totalizou 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

Período	Procedimentos Hospitalares e Ambulatoriais				
	Observações	Valores (R\$)	Média (R\$)	Mediana (R\$)	D. Pad. (R\$)
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
Totais	467.260.599	38.173.400.000			

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

Verifica-se na Tabela 1 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. O mesmo pode ser visto com as despesas, ou seja, os valores mensais mantêm-se próximos à média (cerca de R\$ 2 bilhões), com mínimo também em dezembro e máximo em abril de 2016. As informações das despesas são segregadas em procedimentos *hospitalares* e *ambulatoriais*, pois, apesar das médias apresentarem um padrão quase linear no tempo, as medianas são menores, indicando assimetria à direita, com concentração de ocorrências em valores mais baixos, e eventos de “cauda longa”, corroborados pelos altos desvios-padrão causados por vultosas despesas. A Tabela 2 mostra a diferença entre os procedimentos no 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.

Percebe-se que o padrão da Tabela 2 se mantém para ambas as despesas, com quantidades de observações razoavelmente próximas às médias de ocorrências. Mais uma vez se nota assimetria à direita (medianas menores que 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 acima de 59 anos (faixa 10). Similarmente, a média das despesas por sexo e por faixa etária, apesar dos *outliers*, manteve-se a mesma no período, tanto para procedimentos ambulatoriais, hospitalares (mesmo com algumas variações) 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, com 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 primeiro cenário.

4. APLICAÇÃO DO MODELO E RESULTADOS

Foi implementado um algoritmo¹⁴ 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 baseada em capitais excedentes definidos. Devido a limitações operacionais, alguns ajustes foram necessários. A primeira adaptação ocorreu na base de dados: para acomodar uma quantidade satisfatória de eventos na execução do algoritmo, escolheu-se uma das 18 *cross-sections*, visto que há clara estabilidade no comportamento das despesas analisadas. Por conter maior número 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). Em seguida, foi estabelecida uma quantidade de beneficiários para a amostra de despesas. Para isso, foram considerados os números 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 relação linear, tomou-se 17,5% dessa população

e aplicou-se um fator de ajuste de 0,9589 referente às informações iniciais omissas de sexo, idade e valores, resultando em 8.191.841 participantes.

Quanto aos valores de prêmio puro por faixa etária, foram estimados a partir do Painel de Precificação de 2015 da ANS¹⁵. Baseado no valor de R\$ 610,24, que retratava o preço comercial médio dos planos de saúde em dezembro de 2015 no Brasil para a faixa 7 (44 a 48 anos), em proporções entre faixas segundo especificações da ANS e descontando os carregamentos totais médios por faixa, encontraram-se os prêmios puros, 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
HOMENS	1	1.048.556	159,11	458.553	69,63	117,95	36.000,00	1,00
	2	269.512	198,02	101.842	73,62	157,34	26.015,43	1,00
	3	330.131	246,59	142.261	76,42	149,35	14.372,00	1,00
	4	390.751	273,80	175.821	79,31	161,16	17.000,00	1,00
	5	382.559	292,87	184.122	83,46	169,83	16.200,00	1,00
	6	296.545	342,03	156.925	83,87	179,65	25.153,15	1,00
	7	249.032	412,40	147.763	85,03	172,86	17.350,00	1,00
	8	227.733	487,48	149.735	87,79	329,51	101.848,36	1,00
	9	185.136	583,24	135.826	90,75	238,40	26.400,00	1,00
	10	427.614	967,98	418.191	97,23	289,16	37.800,00	1,00
MULHERES	1	1.023.980	159,11	461.570	68,15	109,09	16.000,00	1,00
	2	305.556	198,02	210.464	72,93	123,80	10.080,15	1,00
	3	397.304	246,59	324.321	78,57	156,14	21.869,61	1,00
	4	462.020	273,80	405.221	84,10	169,99	18.314,15	1,00
	5	442.359	292,87	401.745	86,32	208,37	38.004,00	1,00
	6	339.142	342,03	322.382	84,63	183,24	25.000,00	1,00
	7	286.714	412,40	290.832	82,94	173,25	36.843,72	1,00
	8	266.235	487,48	291.441	82,10	166,50	24.500,00	1,00
	9	224.456	583,24	254.688	82,57	163,99	16.276,33	1,00
	10	636.506	967,98	791.692	84,30	208,89	50.000,00	1,00
	Total	8.191.841		5.825.395				

Fonte: elaborado pelos autores.

O último ajuste ocorreu na distribuição das despesas com procedimentos hospitalares e ambulatoriais a ser utilizada para o desenvolvimento estocástico das simulações nos diversos períodos de tempo. Estimaram-se, a partir dos valores da base de dados, curvas de ajuste de distribuições probabilísticas por máxima verossimilhança e foram obtidos seus parâmetros. Para ajustar a 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 sexo, e seus parâmetros

Faixa	Distr.	μ	σ	Distr.	μ	σ	Distr.	μ	σ
1	Log-normal	3,86	0,88	Log-normal	3,87	0,89	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, analisando os resultados obtidos, a distribuição com melhor aproximação foi a Log-Normal, com parâmetros 3,88 (μ , média) e 0,99 (σ , desvio-padrão). A mesma operação foi repetida para as 10 faixas etárias da amostra e sexos por faixas, todas também resultando na Log-Normal, em linha com as evidências internacionais (Deb & Norton, 2018). 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 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, estimando assim a probabilidade de ruína para cada uma dessas segmentações. Os resultados, sem e com resseguro, são apresentados a seguir.

4.1. RESULTADOS – CENÁRIO BASE

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 número de beneficiários, ambos por faixa, e a sinistralidade (despesas agregadas) via simulações aleatórias das despesas pelas curvas ajustadas. De maneira imprevista, para todas as situações não foi verificada nenhuma situação de insolvência. Tal fato pode decorrer da massificação de procedimentos ambulatoriais, cuja concentração de valores posiciona-se 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 diminuir impactos decorrentes da base de dados ou 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 a mesma estimação por máxima verossimilhança. Observou-se uma mudança na distribuição dos sinistros agregados estimados, 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. Nesse cenário, os valores das despesas da amostra total seguem uma *Weibull Inversa* com parâmetros 2,96 (κ , forma) e 4,33 (λ , escala)¹⁶. 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 de R\$ 300,00

Faixa	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 que a insolvência diminuiu 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 ela 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 α da Equação 3, que indica a proporção de prêmios e de sinistros retidos pelas operadoras. No primeiro caso, verificou-se que a saída do quadro de insolvência ocorreu entre R\$ 34 e 35 bilhões de capital de solvência, contra 43 a 44 bilhões do cenário base. Trata-se de um alívio financeiro de cerca de 10 bilhões para as operadoras de saúde, equivalendo 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 as evidências de Garven & Lamm-Tennant (2003) e Cummins et al. (2008).

Avaliando as faixas etárias e as faixas por sexo no mesmo modelo de ruína com resseguro quota-parte a 80% e a 60%, também se percebe a suavização da necessidade de capital. Tomaram-se as três curvas 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). Verificou-se em todas 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 maior percentual de cessão à resseguradora.

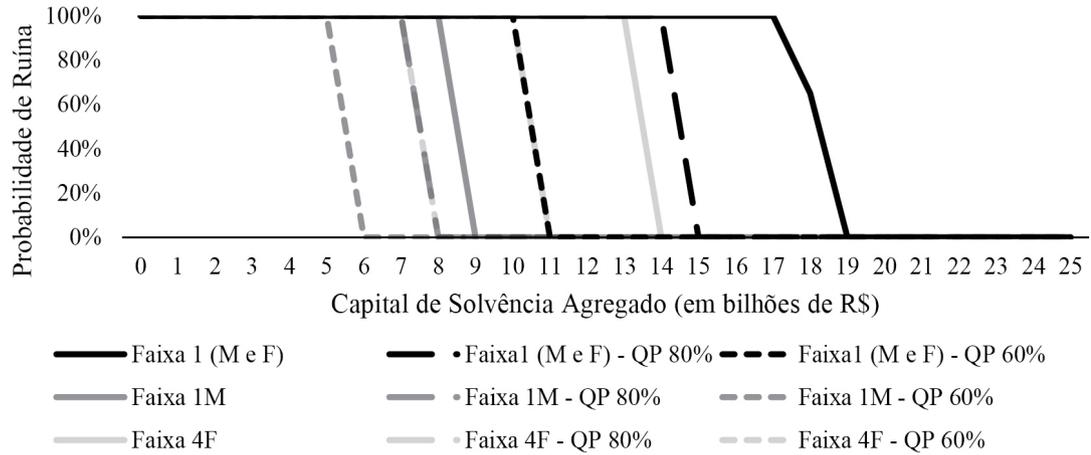


Figura 2. Comparação entre capital de solvência e probabilidade de ruína por faixa etária e sexo, com adoção de resseguro proporcional Quota-Parte.

Fonte: elaborado pelos autores.

Evidencia-se com esses resultados que a contratação do resseguro quota-parte pode melhorar a situação de solvência das operadoras de saúde, especialmente por reduzir o capital necessário – aqui, redução de 20 a 40% de capital. Porém, como apontado em Chen et al. (2001), haverá impacto negativo na receita de prêmios.

Para o 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 o limiar empírico (20% e 5%, respectivamente). 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.

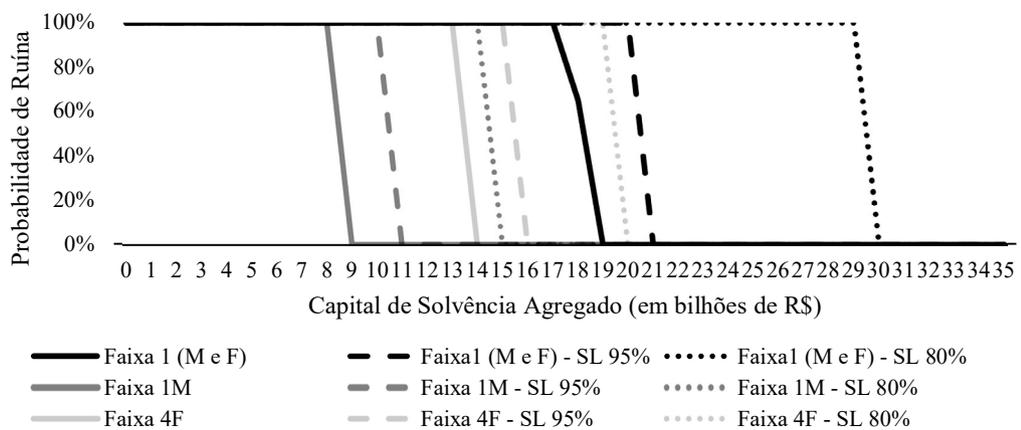


Figura 3. Comparação entre capital de solvência e probabilidade de ruína por faixa etária e sexo, com adoção de resseguro Stop-Loss Agregado.

Fonte: elaborado pelos autores.

Esperava-se que a imposição desse limiar de cessão para a resseguradora mitigaria o capital excedente a cada instante, visto que a seguradora cederia justamente os maiores valores de indenização. Todavia, verificou-se que não importa o volume de retenção (80% ou 95%), o capital de solvência necessário para manter a mesma probabilidade de ruína aumentou: passou de R\$ 44 bilhões para 126 (retenção a 80%) e 65 (95%). Considerando as segmentações por faixa etária e por sexo, observa-se comportamento similar: conforme Figura 3, 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 com prêmio de resseguro mais elevado. Como o valor do repasse de prêmio à resseguradora pondera-se pelo valor esperado em cauda (*expected shortfall*), ele não respeita a proporcionalidade definida em contrato, como no Quota-Parte.

Há evidências similares na literatura: Cummins et al. (2008) indicam 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 (similares a contratos de planos de saúde no Brasil). Assim, a parcela cedida em prêmios de resseguro pode piorar a situação financeira trazendo as seguradoras para 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*, exceto para eventos reincidentes 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, apesar da limitação legal, pode auxiliar na sustentabilidade financeira das operadoras de saúde.

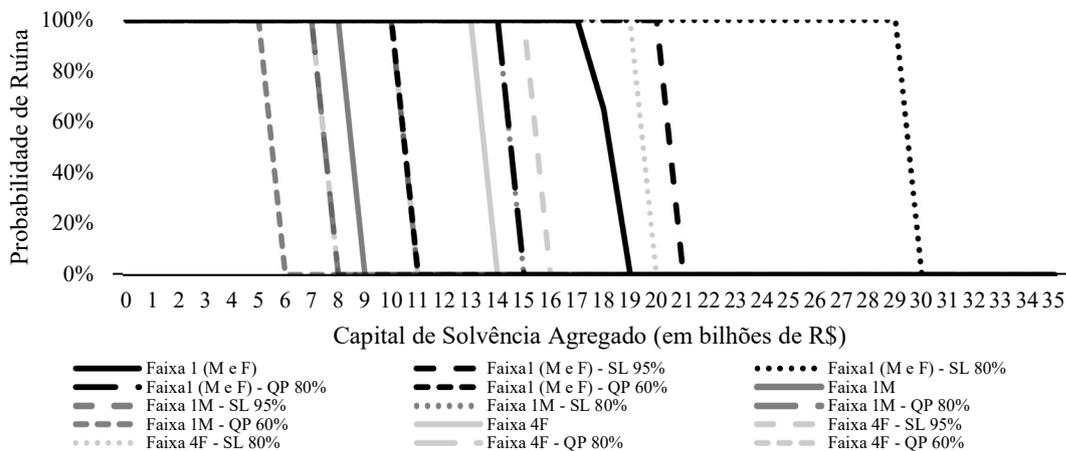


Figura 4. Comparação entre capital de solvência e probabilidade de ruína por faixa etária e sexo, com adoção dos resseguros Quota-Parte e Stop-Loss Agregado.

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 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 são 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. Um dos instrumentos de que uma seguradora dispõe é o resseguro, em que uma ou mais resseguradoras assumem, via 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 nos 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 e 40%. Com a contratação do 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, sugerindo cautela na 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 abordem não somente os tratados aqui indicados, mas também incluam outras opções de contratos e outras ferramentas de transferência de risco, como franquia e coparticipação. Com base nas evidências geradas por este estudo exploratório, é também possível testar hipóteses de efetividade quanto à adoção dos variados arranjos contratuais por parte de operadoras de saúde suplementar de diferentes naturezas legais, auxiliando os gestores do setor na tomada de decisões. Ademais, novas bases de dados poderão ser utilizadas, dado que o TISS não contempla ainda todo o mercado brasileiro, sendo essa a limitação essencial do estudo.

REFERÊNCIAS

- 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., & Nour, A. (2008). The Costs and Benefits of Reinsurance. *Cahiers de recherche 08-04*, HEC Montréal, Institut d'économie appliquée.
- Deb, P., & Norton, E. C. (2018). Modeling Health Care Expenditures and Use. *Annual Review of Public Health*, 39, 489-505.

- 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.
- Layton, T. J., Ellis, R. P., McGuire, T. G., & Van Kleef, R. (2017). Measuring efficiency of health plan payment systems in managed competition health insurance markets. *Journal of Health Economics*, 56, 237-255.
- 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. (2020). A espiral de antisseleção no mercado brasileiro de planos de saúde individuais. *Estudos Econômicos*, v. 50, n. 3, pp. 535-568.
- McGuire, T. G., Schillo, S., & van Kleef, R. C. (2020). Reinsurance, Repayments, and Risk Adjustment in Individual Health Insurance: Germany, the Netherlands, and the US Marketplaces. *American Journal of Health Economics*, 6(1), 139-168.
- 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.
- Schmid, C. P. R., & Beck, K. (2016). Re-insurance in the Swiss health insurance market: Fit, power, and balance. *Health Policy*, 120(7), 848-855.
- 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.
- Wammes, J. J. G., Tanke, M., Westert, G. P., Van Der Wees, P. J., & Jeurissen, P. P. T. (2018). Systematic review of high-cost patients' characteristics and healthcare utilisation. *BMJ Open*, 8:e023113.

APÊNDICE

O objetivo deste Apêndice é apresentar breve e sucintamente o algoritmo utilizado para a estimação das probabilidades de ruína.

Algoritmo 1 – Estimação da probabilidade de ruína pelo método de Monte Carlo

```
vsimulacao ← vetor("0", nsimulacoes);  
vruina ← vetor("0", ncapital);  
para t=1 até ncapital faça  
  para m=1 até nperiodos faça  
    resultado ← 0;  
    para i=1 até faixas faça  
      resultado ← resultado + PremioFaixa * QtdBenFaixa - SAFaixa;  
    fim para  
    capital ← capital + resultado;  
    se capital ≤ 0 então termina  
  fim se  
fim para  
vsimulacao[k] ← capital;  
prob ← 0;  
para n=1 até nsimulacoes faça  
  se vsimulacao[n] ≤ 0 então  
    prob ← prob + 1;  
  fim se  
fim para  
vruina[t] ← prob/nsimulações;  
fim para
```

NOTAS

- 1 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.
- 2 Idem. As Resoluções Normativas 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
- 3 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.
- 4 CONFEDERAÇÃO NACIONAL DAS SEGURADORAS (CNSEG). Rio de Janeiro, 12 abr. 2018. Notícia: Encontro de Resseguro discute compartilhamento de riscos na Saúde Suplementar. Disponível em: <<https://cnseg.org.br/noticias/encontro-de-resseguro-discute-compartilhamento-de-riscos-na-saude-suplementar.html>>. Acesso em: 27 jan. 2021.
- 5 Disponível em <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Leis/L9656.htm> Acesso em: 24 nov. 2018.
- 6 Disponível em <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/lcp/Lcp126.htm> Acesso em: 24 nov. 2018.
- 7 Parecer da Procuradoria Federal - Susep/Coordenadoria de Assuntos Administrativos 50.104/2008.
- 8 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.
- 9 Lei disponível em: <<http://housedocs.house.gov/energycommerce/ppacacon.pdf>>. Acesso em: 29 jun. 2018.
- 10 Os instrumentais teóricos de resseguros proporcionais e não-proporcionais e do modelo de ruína empregados neste estudo serão definidos matematicamente na subseção metodológica 3.1.
- 11 Os tipos mais comuns de tratados proporcionais são *quota-parte* e *excedente de responsabilidade (surplus)*. Mais detalhes podem ser obtidos em Deelstra e Plantin (2014).
- 12 Os tipos mais comuns de tratados não-proporcionais são *excesso de danos (ED)*, *perda agregada e stop-loss*. Mais detalhes podem ser obtidos em Deelstra e Plantin (2014).
- 13 Dados disponíveis em <<http://dados.gov.br/organization/agencia-nacional-de-saude-suplementar-ans>> . Acesso em: 10 de nov. 2018.
- 14 Para todos tratamentos de base de dados e todas simulações do modelo de ruína, utilizou-se o software estatístico R, versão 3.4.0.
- 15 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>. Acesso em: 10 nov. 2018.
- 16 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 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.