

MÉTODO DE CÁLCULO DE REAJUSTE POR VARIAÇÃO DE CUSTOS PARA CONTRATOS DE PLANOS DE SAÚDE SUPLEMENTAR A PARTIR DA TEORIA DA CREDIBILIDADE

Monize Marques de Oliveira Dias ¹

Leonardo Baltazar ²

José Antônio Lumertz ³

RESUMO

A estimação do percentual de reajuste por variação de custos em contratos de planos de saúde ainda é um processo subjetivo no meio atuarial. A análise do índice de sinistralidade, normalmente utilizada como ferramenta nesse processo, pode resultar em um reajuste viesado, dada a assimetria na distribuição probabilística dos dados de custo assistencial desse setor. Dessa forma, este estudo objetivou desenvolver um método de cálculo para o percentual de reajuste a partir da Teoria de Credibilidade. Para isso, foram utilizados dados de uma operadora de saúde de grande porte. Concluiu-se que a sinistralidade média por contrato seria de 73%, que é menor do que a sinistralidade observada, permitindo inferir que o método proposto se demonstrou adequado, pois, além de ser coerente, apresentando embasamento estatístico e atuarial, possibilitou um cálculo satisfatório do reajuste, contribuindo tanto para a comunidade acadêmica, quanto para o setor de saúde suplementar, considerando que este estudo pode ser base para o cálculo do reajuste que as operadoras aplicam em seus contratos. Como limitações, o estudo utilizou uma base de dados históricos referente a 12 meses, o que pode impactar na eficiência do modelo estatístico de predição em virtude dos cenários de alta variabilidade e imprevisibilidade.

Palavras-chave: Predição de Custos; Reajustes; Teoria da Credibilidade; Saúde Suplementar; Ciências Atuariais.

ABSTRACT

¹ Bacharela em Ciências Atuariais pela UFRGS.

² Doutorando em Saúde pela UFRGS e pós-graduando em Liderança Estratégica de Negócios e Pessoas pela ESPM. Atualmente, Consultor Atuarial na área de Gestão de Riscos e Compliance da Unimed Vale do Sinos e de Professor na Escola de Negócios da PUCRS. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4346-8255>. leobaltazars@hotmail.com

³ Mestre em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul, responsável pela assessoria atuarial da Unimed Federação RS, leciona na graduação de Ciências Atuariais da UFRGS.

The estimation of the percentage of adjustment for cost variation in health plan contracts is still a subjective process in the actuarial environment. The accident rate analysis, normally used as a tool in this process, can result in a biased adjustment, given the asymmetry in the probabilistic distribution of care cost data in this sector. Thus, this study aimed to develop a method of calculation for the readjustment percentage based on the Credibility Theory. For this, data from a large health care provider were used. It was concluded that the average loss ratio per contract would be 73%, which is lower than the observed loss ratio, allowing us to infer that the proposed method proved to be adequate, as, in addition to being coherent, presenting statistical and actuarial basis, it allowed for a satisfactory calculation of the readjustment, contributing both to the academic community and to the supplementary health sector, considering that this study can be the basis for calculating the readjustment that operators apply in their contracts. As limitations, the study used a historical database referring to 12 months, which can impact the efficiency of the statistical prediction model due to high variability and unpredictability scenarios.

Keywords: Cost Prediction; Readjustments; Credibility Theory; Supplementary Health; Actuarial Sciences.

1. Introdução

Uma operadora de planos de saúde (OPS) aceita o risco de reembolsar os custos pelos serviços de assistência à saúde em contraprestação do pagamento de um prêmio mensal acordado (DUNCAN, 2018, p.4). É possível que esse risco se altere ao longo dos anos, tanto pela modificação na estrutura etária da população, quanto pela divergência entre o custo previsto pela operadora e o custo real observado. Em ambos os casos, é necessário que a operadora reajuste a mensalidade inicialmente fixada.

Segundo a Agência Nacional de Saúde Suplementar, que atua como reguladora do setor de planos de saúde suplementar, “o reajuste por variação de custos é o aumento anual de mensalidade do plano de saúde em razão de alteração nos custos” (ANS, 2005, p.14). Essa medida visa o reestabelecimento do equilíbrio econômico-atuarial de determinado contrato, seja esse um contrato individual, firmado por pessoa física, ou coletivo, firmado por pessoa jurídica.

A possibilidade de reajuste está prevista no artigo 19, parágrafo 1º, da Resolução Normativa (RN) nº 195 (BRASIL, 2009). Nos planos coletivos, não é obrigatório que a operadora tenha a aprovação prévia da ANS para reajustar a mensalidade de um contrato, desde que respeitada a periodicidade mínima de 12 meses e que seja devidamente negociada com a empresa contratante. Com isso, as operadoras têm a liberdade de utilizar a metodologia que julgarem adequada para estimar o reajuste percentual a ser aplicado sobre a mensalidade.

Essa metodologia diverge entre as operadoras, mas, usualmente, é baseada no percentual de sinistralidade, que é um índice calculado pela proporção dos custos assistenciais em relação a receita de contraprestações. Conforme exposto pelo Centro de Estudos em Negócios do Insper (2016, p.37), “especialistas do mercado de saúde suplementar indicam que o nível ideal máximo de sinistralidade seria de 70%”. Em teoria, isso significa que a mensalidade dos contratos com sinistralidade superior a esse *break-even point* deveria ser reajustada proporcionalmente ao percentual excedente.

Na prática, observa-se que a sinistralidade é viesada por procedimentos médicos de alto custo, como internações hospitalares, que, diferentemente de consultas médicas, por exemplo, são imprevisíveis e menos frequentes. Esse viés é observado principalmente em contratos com poucos beneficiários, conforme demonstra a Lei dos Grandes Números. Aplicando-se, analogamente, essa lei estatística ao cenário apresentado, a variável aleatória custo estimado converge para o custo real, à medida que o número de beneficiários de determinada carteira ou plano aumenta.

Considerando-se a dificuldade em calcular o reajuste a partir da sinistralidade, é possível buscar auxílio na Teoria da Credibilidade para o desenvolvimento de análises tecnicamente embasadas. Essa teoria, segundo Dean (1995), oferece ferramentas para lidar com a aleatoriedade de dados utilizados na predição dos custos, a partir de uma ponderação entre as observações e outros dados mais consistentes. A partir disso, existe a possibilidade de estimar o reajuste sem significativas distorções.

Em 2012, visando à minimização de distorções por eventos de alto custo no reajuste de contratos com poucos beneficiários, a ANS estabeleceu, por meio da RN nº 309, a obrigatoriedade de agrupar contratos coletivos com menos de 30 beneficiários, para fins de cálculo e aplicação de reajuste único (BRASIL, 2012). Em 2017, essa questão foi novamente analisada, conforme consta na Nota Técnica nº 2013/2017 (ANS, 2017). Nesse documento estão apresentados argumentos técnicos para que esse agrupamento aumente de 30 para 100 beneficiários.

Apesar da relevância desse tema, poucos estudos o abordam. A pesquisa de Fuhrer (2015), por exemplo, determina a população mínima necessária para a precificação da mensalidade de um plano ou contrato, mas não para o reajuste desse valor. Diante disso, o presente estudo é relevante para a área atuarial e pode ser de grande interesse para profissionais do setor de saúde suplementar.

Dado o contexto exposto anteriormente, este estudo foi desenvolvido com o objetivo de estabelecer um método de cálculo a partir da Teoria da Credibilidade que resulte, com a análise do histórico da sinistralidade, na estimação não viesada do percentual de reajuste.

Este estudo está estruturado em 5 partes, sendo a primeira a presente introdução, que contextualiza o tema e apresenta as justificativas e o objetivo deste estudo. A segunda corresponde ao referencial teórico, com os fundamentos e conceitos necessários para a compreensão do tema proposto. A terceira parte contempla os procedimentos metodológicos, em que é apresentada a classificação desta pesquisa e a descrição dos procedimentos que envolvem o método de cálculo utilizado. Na quarta parte são apresentadas as análises realizadas e, ao final, a quinta parte as considerações finais.

2. Referencial Teórico

Esta seção aborda os fundamentos utilizados no desenvolvimento da metodologia e das análises dos resultados obtidos neste estudo. São expostos conceitos relacionados aos planos de saúde suplementar, à precificação e reajustes desses planos e a teoria da credibilidade. Por fim, são apresentados estudos com tema relacionados a esta pesquisa.

2.1 Precificação e reajuste de mensalidades de planos de saúde

A saúde suplementar é composta pelos serviços prestados pelos planos e seguros de saúde, com gestão privada regulada pela ANS (PIETROBON *et al.*, 2008). Esse setor é definido como suplementar em decorrência da possibilidade de escolha em adquiri-lo, adicionalmente ao acesso já garantido à rede pública de saúde, através do Sistema Único de Saúde (SUS).

Esses serviços de saúde suplementar são oferecidos por operadoras de saúde, que consistem em pessoas jurídicas e oferecem planos de assistência à saúde, com autorização prévia de funcionamento da ANS, obtida a partir de um processo de solicitação de registro de funcionamento, que se inicia com a entrega de determinados documentos. Os planos comercializados por essas operadoras estão definidos no artigo 1º da Lei nº 9.656 (BRASIL, 1998) como:

Prestação continuada de serviços ou cobertura de custos assistenciais a preço pré ou pós estabelecido, por prazo indeterminado, com a finalidade de garantir, sem limite financeiro, a assistência à saúde, pela faculdade de acesso e atendimento por profissionais ou serviços de saúde, livremente escolhidos, integrantes ou não de rede credenciada, contratada ou referenciada, visando a assistência médica, hospitalar e odontológica, a ser paga integral ou parcialmente às expensas da operadora contratada, mediante reembolso ou pagamento direto ao prestador, por conta e ordem do consumidor.

Esses planos são classificados conforme suas formas de contratação. Segundo a RN nº 195 (BRASIL, 2009), o plano individual ou familiar é aquele que oferece cobertura às pessoas naturais, com ou sem grupo familiar. Já o coletivo empresarial abrange determinada população vinculada, por relação empregatícia, às pessoas jurídicas em geral. Por fim, o plano coletivo por adesão destina-se às pessoas físicas que mantêm vínculo com pessoas jurídicas específicas, de caráter profissional, classista ou setorial.

A formação de preços dos planos de saúde baseia-se nas estimativas de custos relativos aos serviços prestados pela operadora, podendo ser obtidas tanto a partir de dados estatísticos próprios da operadora, referente à utilização de seus planos, como de dados disponibilizados ao mercado pela ANS. Esses dados demonstram a influência de determinados fatores nos custos assistenciais, como o sexo e a idade do beneficiário. Assim, a precificação da mensalidade de planos de saúde considera essas variáveis determinantes.

A ANS não interfere diretamente nessa precificação, permitindo que as operadoras estimem os valores que julgarem adequados. Entretanto, conforme a Resolução de Diretoria Colegiada (RDC) nº 28, para obter o registro provisório do plano, o profissional responsável pelos cálculos realizados, nesse caso, o atuário devidamente registrado no Instituto Brasileiro de Atuária (IBA), precisa elaborar um documento, denominado Nota Técnica de Registro de Produto (NTRP), que descreva a justificativa da formação inicial dos preços desse plano (BRASIL, 2000).

Além disso, conforme trata a RN nº 63, a operadora precisa observar determinados limites para adoção de variação de preço entre as 10 faixas etárias fixadas pela ANS (BRASIL, 2003). Essas limitações determinam que:

O valor fixado para a última faixa etária não poderá ser superior a seis vezes o valor da primeira faixa etária; a variação acumulada entre a sétima e a décima faixas não poderá ser superior à variação acumulada entre a primeira e a sétima faixas; as variações por mudança de faixa etária não podem apresentar percentuais negativos.

A mensalidade de cada contrato firmado pela operadora pode apresentar variações em relação aos valores inicialmente registrados na NTRP, o que acontece em virtude das diferenças no perfil de cada grupo a ser abrangido pelo plano. Ressalta-se que essa variação precisa estar dentro dos limites de comercialização do plano, ou seja, 30% acima ou abaixo do Valor Comercial da Mensalidade informado na NTRP (BRASIL, 2003).

Quando é verificado que o valor da mensalidade não condiz com as estimativas determinadas pelo atuário, requer-se a realização de uma nova análise. A partir disso, caso necessário, o valor pode ser reajustado, visando ao reequilíbrio econômico e atuarial do contrato, respeitando-se a

periodicidade anual prevista na RN nº 195. Essa análise, por vezes, é de cunho mais empírico, em decorrência da dificuldade de se estabelecer um método de cálculo que resulte em um reajuste adequado aos custos efetivamente observados.

O índice de reajuste máximo dos planos individuais ou familiares é divulgado anualmente pela ANS, de acordo com os critérios de cálculo dispostos na RN nº 441. Em 2012, visando à minimização de distorções por eventos de alto custo no reajuste de contratos com poucos beneficiários, a ANS estabeleceu, por meio da RN nº 309, a obrigatoriedade de agrupar contratos coletivos com menos de 30 beneficiários, para fins de cálculo e aplicação de reajuste único, sem a possibilidade de negociação (BRASIL, 2012). Já o reajuste dos contratos de planos coletivos com 30 ou mais beneficiários é estipulado por livre negociação entre as partes envolvidas.

Nos contratos coletivos com mais de 29 beneficiários, apesar da não interferência e limitação da ANS, a justificativa do percentual proposto deve ser fundamentada pela operadora e os cálculos disponibilizados para conferência pela pessoa jurídica contratante. Assim, o desenvolvimento de uma metodologia adequada para a apuração do índice de reajuste a ser aplicado nos contratos coletivos se faz relevante tendo em vista a necessidade das operadoras em obter valores que garantam o equilíbrio econômico-atuarial dos contratos, bem como a sua solvência.

2.2 Teoria da credibilidade

Originada por atuários americanos por volta do ano 1920, a Teoria da Credibilidade, segundo Mano (1997, p.31), é um método de precificação de seguros em que, sob problemática clássica, inicia-se a partir de um conjunto de contratos, de alguma forma heterogêneos, que são agrupados para diluir o risco. Neste contexto, se assume que as estatísticas do grupo são conhecidas, especificamente o prêmio de risco relativo ao grupo, que representa o valor médio da variável aleatória relativa ao risco de interesse.

Conforme Kaas *et al.* (2008), o histórico de sinistralidade de determinado contrato sofre variações resultantes de dois fatores: aleatoriedade e a qualidade do risco. A aleatoriedade é simplesmente o desvio do parâmetro médio da variável de risco, já a qualidade do risco é a forma de determinada distribuição probabilística, sendo a real ocorrência dos sinistros parte amostral dessa distribuição, que tem a qualidade do risco como parâmetro médio (KAAS *et al.*, 2008).

O conceito de credibilidade foi então introduzido na área atuarial como sendo a medida de confiabilidade que deve ser atribuída a determinada carteira de apólices, com base em dados observacionais desse grupo (LONGLEY-COOK, 1962). Dessa forma, quando a experiência própria de determinado grupo é pequena, os dados futuros de sinistros efetivamente observados podem ser significativamente diferentes dos coletados no momento da precificação daquele seguro.

Uma variável importante na precificação é o fator de credibilidade, representado por “Z”, que consiste na ponderação da precificação a ser atribuído a experiência própria de um grupo de apólices. Reis (1987, p.50) descreve que esse fator “é um número compreendido entre 0 e 1. No caso de ausência de informação, então $Z=0$, o que permite pressupor que o prêmio puro a

tarifar será o prêmio coletivo”. De igual modo, quando $Z=1$, atribui-se credibilidade total aos dados da carteira em questão. De acordo com Ferreira (2007), esse fator pode ser estimado conforme a Equação 1.

$$Z = \sqrt{\left(\frac{K}{Z_{1-\frac{\alpha}{2}}}\right)^2 * \frac{\lambda}{1 + \left(\frac{\sigma[X]}{E[X]}\right)^2}} \quad (1)$$

Onde:

K é a diferença percentual entre o prêmio estimado pela credibilidade e o real;

$Z_{1-\alpha/2}$ é a estatística de teste ao nível de significância (α) fixado;

λ é o número esperado de sinistros no período;

$\sigma[X]$ é desvio padrão do valor dos sinistros ocorridos no período;

$E[X]$ é a média do valor dos sinistros ocorridos no período.

A ponderação realizada na precificação de determinado risco assumido, a partir desse fator de credibilidade estimado, é aplicada entre a experiência própria de determinado contrato e a experiência adicional, proveniente de informações de contratos de características semelhantes, que podem ser obtidos a partir de dados disponibilizados ao mercado pelo órgão regulador do setor (FERREIRA, 2007). Esse conceito pode ser sintetizado conforme a Equação 2, expressa a seguir.

$$P_C = Z * P_D + (1 - Z) * P_A \quad (2)$$

Onde:

P_C é o prêmio de risco total calculado pela Teoria da Credibilidade;

P_D é o prêmio de risco total da experiência direta da entidade;

P_A é o prêmio de risco total da experiência adicional.

Conforme exposto, essa teoria possibilita determinar se um contrato apresenta base histórica de expostos ao risco (nesse caso, de beneficiários) suficiente para a predição do comportamento desse grupo, a partir desses dados próprios da operadora. Dessa forma, apesar da Teoria da Credibilidade usualmente ser aplicada em precificações de seguros, principalmente de danos, é possível relacioná-la aos cálculos do percentual de reajuste de mensalidade no setor de saúde suplementar.

2.3 Estudos relacionados

Bertsimas *et al.* (2008) fizeram uso de métodos de mineração de dados aplicados aos dados de cerca de 800 mil segurados, ao longo de 3 anos, a fim de prever os custos de saúde do terceiro ano. Os autores concluíram que os métodos aplicados forneceram boas previsões de custos médicos, que o padrão histórico de dados de custos forneceu uma boa base para a previsibilidade dessa variável, e que os dados de custos médicos apenas contribuíram para a exatidão da previsão de membros de alto custo.

Malehi, Pourmotahari e Angali (2015) desenvolveram um estudo com o objetivo de avaliar, em termos de viés e precisão, o comportamento de determinados métodos estatísticos utilizados em

análises de custos assistenciais, a partir de dados assimétricos que, segundo os autores, representam o principal problema nesses modelos estatísticos. O estudo concluiu que o modelo de regressão GLM Gamma apresentou um comportamento satisfatório na estimativa da população média dos custos dos planos de saúde.

Já Fuhrer (2015) apresentou em sua pesquisa uma abordagem prática da Teoria da Credibilidade para a precificação do seguro médico. Através de formulações dessa teoria, foram realizados diversos cálculos em um banco de dados específico, com modelos de credibilidade que consideravam diferentes períodos de experiência da operadora, além de hipóteses de *stop-loss* individual (limite de retenção que a operadora assume), e ajustes para efeito *turnover* (rotatividade dos beneficiários).

Silva (2017) aplicou uma abordagem estatística, baseada na Teoria da Credibilidade, pelo modelo de Bühlmann-Straub, com intuito de obter a melhor estimativa na precificação da mensalidade de determinado plano de saúde. A autora destacou a existência de limitações do modelo relacionadas ao alto grau de complexidade do setor de saúde, que influenciaram na imprecisão da previsão dos custos assistenciais, exigindo simplificações que não foram consideradas no modelo desenvolvido.

Araújo e Silva (2018) analisaram as mudanças ocorridas no setor de saúde suplementar nos últimos anos, utilizando o método de regressão linear. O estudo demonstrou que a sinistralidade e a taxa de cobertura apresentaram uma tendência de crescimento, ao passo que o número de operadoras reduziu. Os autores concluíram que esse fenômeno decorreu, possivelmente, do aumento da sinistralidade, que acarretou riscos tanto às atividades das operadoras existentes, quanto à abertura de novas operadoras.

Alguns dos procedimentos aplicados neste estudo foram utilizados pelos autores supracitados, como Malehi, Pourmotahari e Angali (2015), distinguindo-se no modo de aplicação desses procedimentos e na finalidade do estudo. Ainda, o objetivo do estudo de Silva (2017) se assemelha ao deste estudo, diferenciando-se no fato de que o autor se baseou na Teoria da Credibilidade para precificar a mensalidade de determinado plano e, esta pesquisa, para estimar o percentual de reajuste.

3. Procedimentos Metodológicos

Este estudo pode ser classificado quanto aos seguintes aspectos: pela forma de abordagem da questão problema; de acordo com seus objetivos; e com base nos procedimentos técnicos utilizados. Quanto a abordagem, este estudo classifica-se como quantitativo, pela utilização de dados numéricos na composição das variáveis analisadas (GERHARDT; SILVEIRA, 2009). Quanto aos objetivos, este estudo é descritivo, dado que foi desenvolvido com intuito de retratar a relação entre determinadas variáveis, pois, conforme Gil (2018), este tipo de estudo descreve as características de uma população ou fenômeno e identifica possíveis relações entre as variáveis. Quanto aos procedimentos técnicos, este estudo caracteriza-se como um experimento computacional, considerando as simulações realizadas no desenvolvimento e validação do método proposto (MORET, 2002).

Esta seção apresenta, além dessas classificações, a descrição dos métodos envolvidos na análise regressiva dos custos assistenciais, no cálculo do fator de credibilidade e na estimação do reajuste dos contratos contemplados na base de dados utilizada.

3.1 Amostra e coleta de dados

A população estatística deste estudo, ou seja, o grupo ao qual se aplicam as considerações obtidas, consiste no conjunto de operadoras que apresentam contratos empresariais semelhantes aos contemplados neste estudo. Em outras palavras, é possível desenvolver inferências, a partir deste estudo, em contratos com beneficiários parecidos estatisticamente aos analisados, no que tange, principalmente, à distribuição etária e ao perfil de gênero.

O espaço amostral considerado é composto por contratos empresariais de determinada operadora, excluindo-se aqueles cujo número de beneficiários é inferior a 30, dado que, conforme mencionado, esses contratos são agrupados para aplicação de um percentual de reajuste único. Além disso, também foram desconsiderados os contratos sem valores de mensalidade no período analisado, ou seja, com receita de contraprestação igual à zero.

A partir disso, selecionou-se contratos do ano base 2018 para o desenvolvimento dos cálculos e análises, descritos nas seções subsequentes. Após a finalização dessa etapa, comparou-se os resultados obtidos com os valores reais, ou seja, com aqueles efetivamente observados no ano de 2019, para o mesmo grupo de contratos. Optou-se pela utilização dos anos de 2018 e 2019, pois antecedem o período de início à pandemia da Covid-19, que afetou significativamente o comportamento dos beneficiários de planos de saúde.

3.2 Modelagem estatística

Segundo Kroese e Chan (2014), a modelagem estatística objetiva solucionar problemas reais, com base em um conjunto de dados e, para isso, é necessário encontrar um modelo estatístico que englobe o conhecimento empírico da realidade e dos dados obtidos. A partir disso, é possível calcular, analisar e desenvolver inferências que permitam validar a aderência do modelo estabelecido aos dados utilizados e, assim, concluir sobre a problemática inicialmente levantada.

Um dos modelos estatísticos clássicos é a regressão linear múltipla. Conforme apresenta Maia (2013), o modelo em questão busca estabelecer uma relação entre a variável resposta e as preditoras. Osborne e Waters (2002) descrevem que um dos pressupostos desse modelo trata da normalidade dos resíduos, o que implica que a variável resposta segue uma distribuição de probabilidade Gaussiana. Caso essa premissa não seja atendida, não é possível garantir que os resultados do modelo não são viesados.

Considerando que a relação dos dados de custo assistencial e utilização do plano no setor de saúde seguem uma distribuição probabilística assimétrica, com calda longa, ou seja, não normal (DEB; NORTON, 2018), não é adequado utilizar o modelo de regressão linear múltiplo em análises preditivas. Segundo Myers e Montgomery (1997), nesses casos em que o pressuposto da normalidade não é atendido, é possível aplicar modelos lineares generalizados (GLM).

3.2.1 Modelos Lineares Generalizados

Os modelos lineares generalizados foram desenvolvidos por Nelder e Wedderburn (1972) para sintetizar um conjunto de outros modelos de regressão, em que a variável resposta segue distribuições de probabilidade exponenciais. Segundo Cox e Hinkley (1974), uma variável faz parte da família de distribuições exponenciais caso seja possível expressar sua função densidade de probabilidade conforme a Equação 3. Os parâmetros β estimados em modelos GLM são obtidos a partir da maximização do logaritmo da função de probabilidade em relação à β .

$$f(y_i; \theta_i; \varphi) = \exp \left[\frac{y\theta - b(\theta)}{a(\varphi)} + c(y, \varphi) \right] \quad (3)$$

Onde:

θ é o parâmetro canônico que representa a estimativa local;

φ é o parâmetro de dispersão que representa a escala;

a, b e c são funções que representam famílias de distribuições exponenciais.

Conforme destaca Andersen (2008), a suposição de linearidade permanece no modelo GLM, mas está relacionada à variável preditora e não propriamente à variável resposta, ou seja, o parâmetro canônico θ na Equação 3, depende da variável preditora. Além disso, a média condicional da variável resposta está vinculada ao preditor linear das variáveis explicativas por uma determinada função, denominada função de ligação. O Quadro 1 apresenta algumas distribuições exponenciais e a respectiva função de vinculação.

Quadro 1 - Famílias exponenciais importantes e suas funções de ligação.

| Distribuição de Probabilidade | Alcance da média | Função de ligação |
|-------------------------------|----------------------|----------------------|
| Normal | $(-\infty, +\infty)$ | <i>Identity link</i> |
| Binomial | -0,1 | <i>Logit link</i> |
| Poisson | $(0, +\infty)$ | <i>Log link</i> |
| Gamma | $(0, +\infty)$ | <i>Log link</i> |
| Log-Normal | $(0, +\infty)$ | <i>Log link</i> |

Fonte: Adaptado de Andersen (2008).

Neste estudo, utilizou-se o *software* estatístico *R* para implementar um modelo que relacionasse, após tratamento de *outliers*, determinadas variáveis preditoras com o custo assistencial, por meio do pacote de funções *stats*, disponível na biblioteca do *R*. Modelou-se os dados a partir de uma GLM Gamma, baseando-se nos resultados obtidos por Malehi, Pourmotahari e Angali (2015), que mostraram que o modelo apresentou um comportamento satisfatório nesse cenário.

Para seleção das variáveis preditoras do modelo, aplicou-se o método de *Backward*. Conforme Ratner (2010), esse método consiste em eliminar variáveis, uma a uma, a partir de um conjunto

de variáveis iniciais, permanecendo aquelas que contribuírem significativamente para a predição da variável resposta. Neste estudo, esse método foi implementado por meio da função *step*, do pacote *stats*, partindo de um modelo primário composto por variáveis que, empiricamente, influenciam no custo assistencial.

A função *step* do R seleciona um conjunto de variáveis preditoras que melhor estima a variável resposta, baseado no Critério de Informação de Akaike (AIC). Esse critério consiste em uma escala de mensuração da adequação do modelo ajustado aos dados originais, utilizando a função de verossimilhança e a ordem do modelo. Nessa escala, quanto menor o valor obtido, mais adequado é o modelo desenvolvido (AKAIKE, 1974).

3.2.2 Modelo Two-Part

Segundo Duan *et al.* (1983), o Modelo *Two-Part* é uma tentativa de corrigir o problema de beneficiários sem custos relacionados em distribuições como a Gamma, em que a variável resposta precisa ser maior que zero, estabelecendo uma modelagem em dois estágios. O primeiro consiste em estabelecer um modelo de contagem que estime a probabilidade de um beneficiário utilizar o plano. No segundo, modela-se o valor do custo desse beneficiário, dado que utilizou o plano, ou seja, condicionado ao primeiro estágio.

No primeiro estágio deste estudo, a variável resposta foi definida de modo a assumir dois possíveis valores: 0, caso o beneficiário não tenha utilizado o plano; do contrário, 1. No segundo estágio, a variável resposta passa a ser o custo assistencial de determinado beneficiário, considerando apenas aqueles estritamente positivos, ou seja, maiores que 0. Dessa forma, a estimativa final dos custos assistenciais para cada beneficiário é dada pela Equação 4.

$$\hat{C}_i = \hat{P}(X > 0) * \hat{Y} \quad (4)$$

Onde:

\hat{C}_i é o custo estimado para determinado beneficiário;

$\hat{P}(X > 0)$ é a probabilidade de se observar um beneficiário que tenha utilizado o plano;

\hat{Y} é a estimativa do custo obtido no segundo estágio da modelagem.

Neste estudo, utilizou-se o modelo GLM nos dois estágios. No primeiro estágio, optou-se pela distribuição Binomial, com uma função de vinculação *logit*, por ser adequada em casos em que a variável resposta apresenta comportamento dicotômico, ou seja, somente dois possíveis resultados, sendo nesse caso, a utilização ou não do plano de saúde. Já no segundo estágio, conforme mencionado na seção anterior, modelou-se uma distribuição Gamma, com função de vinculação *log*.

3.3 Cálculo do fator de credibilidade e estimação do reajuste

As variáveis do cálculo do fator de credibilidade (expresso na Equação 1) de cada contrato foram adaptadas ao cenário da saúde suplementar. Assim, essas foram definidas da seguinte

forma: λ é o número de eventos ocorridos no período; $E[X]$ é o custo médio por evento e $\sigma[X]$ o desvio padrão desses valores; o parâmetro K recebeu o valor de 10%, considerando uma perspectiva não conservadora; e a estatística de teste é de significância de 10%.

O percentual de reajuste é obtido a partir do método de cálculo que este estudo propõe, que é uma adaptação da Equação 2. Nesse método, considera-se que o reajuste a ser aplicado é obtido pela ponderação da proporcionalidade do excedente de sinistralidade, nesse caso, 70%, tendo como numeradores o custo real observado e o custo estimado na Equação 4. Dessa forma, o percentual de reajuste pode ser calculado a partir da Equação 5, apresentada a seguir.

$$\hat{R}_j = \left(\frac{C}{0,7 * R} - 1 \right) * Z + \left(\frac{\hat{C}}{0,7 * R} - 1 \right) * (1 - Z) \quad (5)$$

Onde:

\hat{R}_j é o percentual de reajuste a ser aplicado no contrato em questão;

C é o custo total real do contrato;

\hat{C} é o custo total estimado, obtido pelo somatório do \hat{C}_i ;

R é a receita real do contrato no período;

Z é o fator de credibilidade calculado.

Os procedimentos descritos nesta seção foram realizados em sequência, afim de alcançar o objetivo deste estudo, que é um método de cálculo de reajuste, conforme exposto anteriormente. A partir da metodologia descrita nesta seção, tanto no que se refere a predição de custos assistenciais, cálculo do fator de reajuste e estimação do percentual de reajuste pelo método proposto, é possível desenvolver as análises pertinentes a este estudo. Tais análises encontram-se descritas no capítulo seguinte.

4. Análise de dados

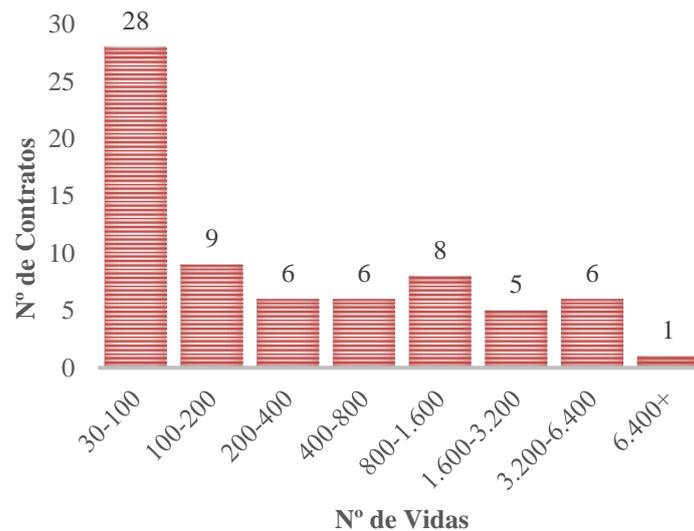
Nesta seção são apresentadas as análises realizadas com intuito de alcançar o objetivo proposto. Primeiramente, analisou-se a base de dados utilizada, a fim de verificar possíveis inconsistências e demonstrar, estatisticamente, aspectos relevantes dos dados relativos ao ano de 2018. Em seguida, realizou-se a regressão GLM, verificando-se a qualidade preditiva do modelo ajustado. Por fim, estimou-se o reajuste para cada contrato, analisando se o reajuste se demonstrou adequado em relação ao ano subsequente.

4.1 Análise de base de dados

A base de dados utilizada contém dados dos beneficiários agrupados por contratos. A base divide-se entre dados de mensalidade, que, neste estudo, também é denominado receita, e dados de custo. Foram desconsiderados aqueles contratos em que a soma das mensalidades de seus beneficiários era inferior a zero, e aqueles em que o total de beneficiários era inferior a 30, dado que esses contratos recebem reajuste único a partir de um agrupamento, conforme já especificado.

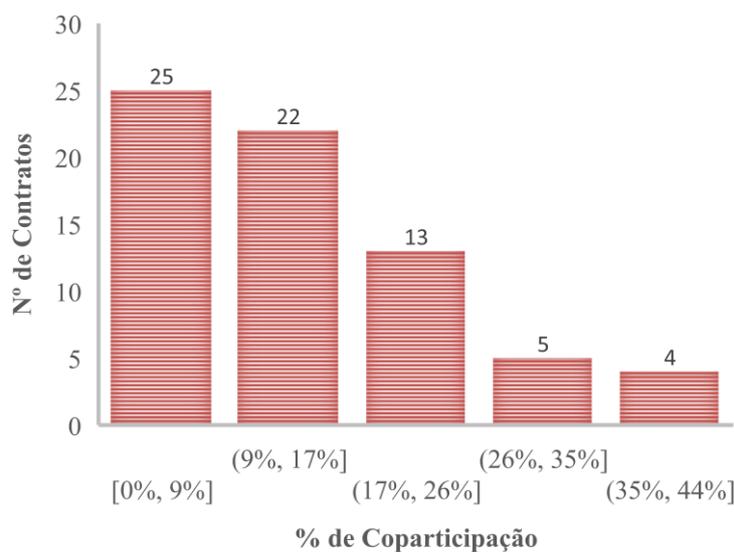
Com isso, a base de dados final utilizada contém 59.873 beneficiários, agrupadas entre 69 contratos. A média de vidas por contrato é 867, com um desvio padrão de ± 1.449 . O menor contrato apresenta 30 vidas e o maior 7.274 vidas. O percentual médio de coparticipação por contrato, obtido a partir da divisão da coparticipação pelo custo, é de aproximadamente 14%, com um desvio padrão de $\pm 10\%$. As distribuições de vidas e coparticipação por contrato constam nos gráficos das Figuras 1 e 2, respectivamente.

Figura 1 – Distribuição de vidas por contrato.



Fonte: Elaborado pelo autor.

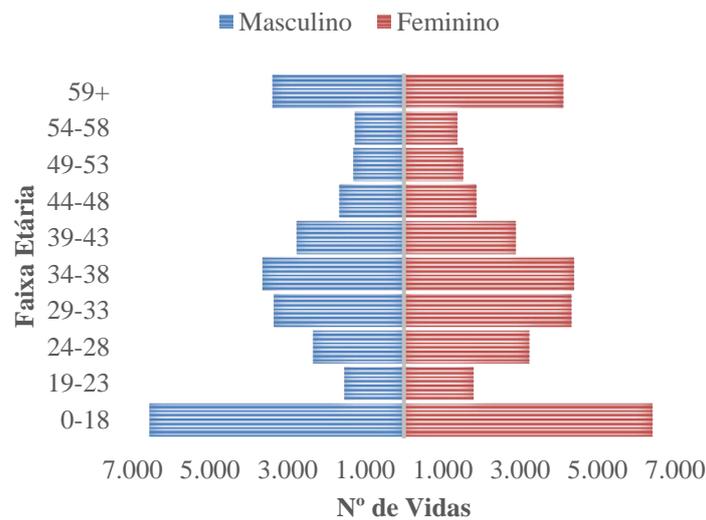
Figura 2 – Distribuição do percentual de coparticipação por contrato.



Fonte: Elaborado pelo autor.

Analisando-se os beneficiários em conjunto, verifica-se que a idade média é de 34 anos, com um desvio padrão de ± 19 anos. Ainda, 53% são do sexo feminino e 47%, masculino. A partir dessas duas variáveis, elaborou-se uma pirâmide etária, apresentada na Figura 3, para melhor visualização da distribuição das idades e sexos dos beneficiários da base. Configurou-se os dados em 10 faixas etárias, conforme estabelecido pela ANS na RN nº 63 (BRASIL, 2003).

Figura 3 – Pirâmide etária por sexo.



Fonte: Elaborado pelo autor.

Como se observa na Tabela 1, em relação à categoria dos beneficiários, quase 50% são titulares do plano, aproximadamente 29% são filhos e 16% são cônjuges. Considerando-se a abrangência do plano, a maior parte, em torno de 50%, apresenta plano estadual, e 33% plano nacional. Por fim, dos beneficiários considerados, 92% têm plano na segmentação ambulatorial mais hospitalar com obstetrícia.

Tabela 1 – Número de vidas por variável.

| Variável | Classes | Nº de vidas |
|-------------|-------------|-------------|
| Categoria | Agregados | 97 |
| | Companheiro | 2.179 |
| | Cônjuge | 9.408 |
| | Filhos | 17.132 |
| | Irmãos | 70 |
| | Outros | 1.354 |
| | Pais | 581 |
| | Sogro | 32 |
| | Titular | 29.020 |
| Abrangência | Nacional | 20.051 |

| Variável | Classes | Nº de vidas |
|-------------|---|-------------|
| | Grupo de Estados | 4.336 |
| | Estadual | 30.134 |
| | Grupo de Municípios | 5.352 |
| Segmentação | Ambulatorial + hospital com obstetrícia | 55.242 |
| | Ambulatorial | 4.630 |
| | Hospitalar com obstetrícia | 1 |

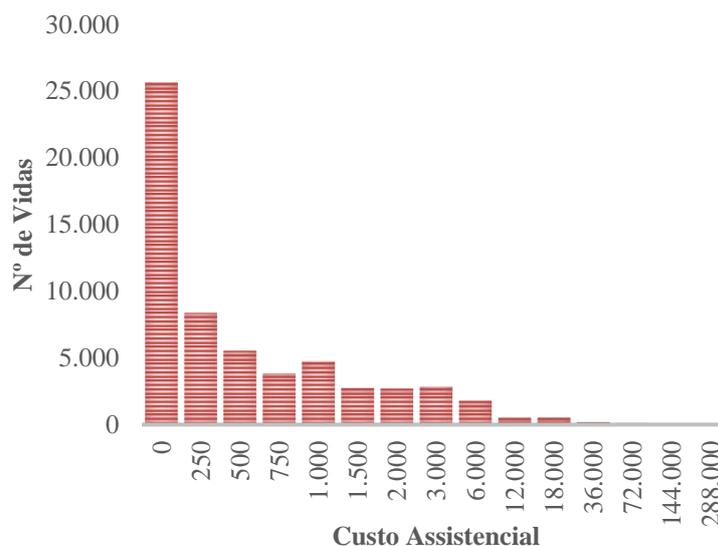
Fonte: Elaborado pelo autor.

A análise do perfil dos planos, contratos e beneficiários apresentada facilita não só a compreensão dos dados utilizados neste estudo, como também o processo de inferência estatística, permitindo estabelecer a relação entre esta base e outros dados, para fins de replicação dos métodos desenvolvidos e validação dos resultados obtidos. Além disso, todas as variáveis analisadas nessa seção fazem parte da modelagem preditiva desenvolvida, conforme é apresentado na próxima seção.

4.2 Análise do modelo preditivo ajustado

Conforme descrito na seção 3.1, dividiu-se os dados dos beneficiários sem utilização e dos beneficiários com custo assistencial maior que zero, configurando-se dois modelos de regressão GLM. Na base de dados analisada, aproximadamente 21% dos beneficiários não utilizaram o plano durante o ano de 2018. O custo médio por beneficiário foi de R\$ 2.050, com desvio padrão de \pm R\$ 12.838. Ainda, a mediana foi de R\$ 360, ou seja, menor que a média, o que demonstra a assimetria positiva dos dados, como pode ser visualizado na Figura 4.

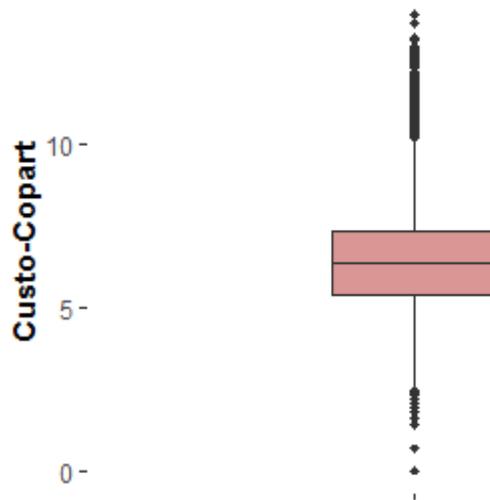
Figura 4 – Distribuição da variável custo assistencial.



Fonte: Elaborado pelo autor.

É possível verificar a existência de *outliers* na base de dados em questão. Para isso, realizou-se a transformação logarítmica, na base e , dado que, conforme exposto anteriormente, a variável custo assistencial segue uma distribuição probabilística da família das exponenciais. Dessa forma, a aplicação dessa transformação pode reduzir o efeito do viés, diminuindo a calda. A Figura 5 traz o *box-plot* da variável em questão, ressaltando-se a escala gráfica logarítmica.

Figura 5 – *Box-plot* da variável custo assistencial.



Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota-se a existência de diversas observações que se comportam como *outliers*. Entretanto, para a modelagem GLM em questão, tais observações não foram removidas, dado que um dos objetivos do estudo é justamente aplicar um reajuste adequado, apesar dos *outliers* existentes. Ainda, considerando que o modelo configurado segue uma distribuição Gamma, que é uma distribuição de calda longa, espera-se que a modelagem não seja distorcida por tais observações.

- Os modelos GLM iniciais contemplavam as seguintes variáveis:
- Faixa etária (10 faixas);
- Sexo (1 para feminino e 0 para masculino);
- Percentual de coparticipação;
- Categoria (1 para titular e 0 para os demais);
- Abrangência (1 para nacional, 2 para grupo de estados, 3 para estadual, 4 para grupo de municípios, 5 para municipal e 6 para outros);
- Segmentação do contrato (1 para ambulatorial mais hospitalar com obstetrícia e 0 para os demais).

Utilizando o método *backward*, conclui-se que nenhuma dessas variáveis precisa ser removida dos modelos, dado que todas demonstraram ser estatisticamente significativas. Assim, as equações dos modelos GLM podem ser escritas em função dos parâmetros estimados. O

binomial, do primeiro estágio, encontra-se na Equação 6, que estima a probabilidade de um beneficiário não utilizar o plano, e o Gamma, do segundo estágio, na Equação 7, que estima o custo assistencial do beneficiário, dado que utilizou o plano.

$$\hat{P}(X > 0) = \frac{e^{0,51+\sum X_i*\hat{\beta}_i}}{1 + e^{0,51+\sum X_i*\hat{\beta}_i}} \tag{6}$$

$$\hat{Y} = e^{6,33+\sum X_i*\hat{\beta}_i} \tag{7}$$

Onde:

X_i valor da variável preditora i , conforme a 2ª coluna da Tabela 2, a seguir; $\hat{\beta}_i$ parâmetro estimado na regressão, conforme a 3ª e 4ª colunas da Tabela 2.

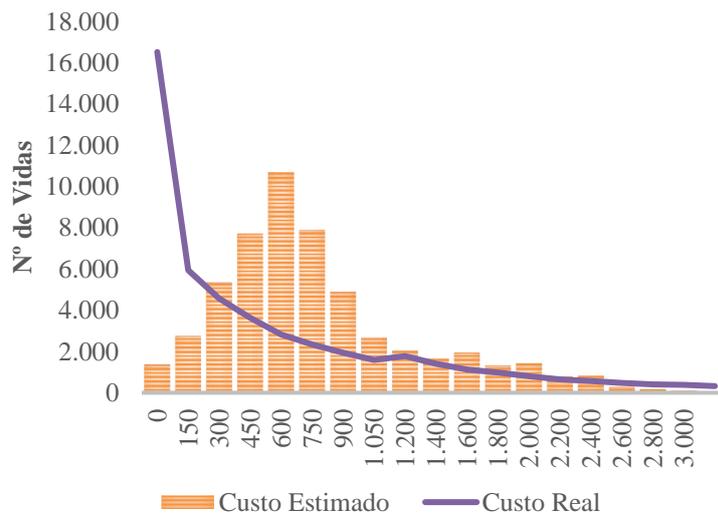
Tabela 2 – Parâmetros da equação de regressão do custo assistencial.

| Variável X_i | | Binomial $\hat{P}(X > 0)$ | Gamma \hat{Y} |
|----------------|---------------|----------------------------|-----------------|
| Nome | Valor | Parâmetros $\hat{\beta}_i$ | |
| Sexo | 1 ou 0 | 0,55 | 0,17 |
| Faixa Etária | 1 à 10 | 0,09 | 0,20 |
| Coparticipação | % do Contrato | -2,69 | -3,70 |
| Titular | 1 ou 0 | -0,22 | -0,11 |
| Segmentação | 1 ou 0 | 0,40 | 0,58 |
| | 2 | 0,36 | 0,09 |
| Abrangência | 3 | 0,24 | -0,03 |
| | 4 | 0,04 | -0,38 |

Fonte: Elaborado pelo autor

Conforme expresso na Equação 4, o custo estimado por beneficiário é obtido a partir da multiplicação dos resultados das Equações 6 e 7. A predição do custo para 2019 considerou os mesmos contratos da base do ano de 2018, mas com as alterações da massa de beneficiários em 2019. Assim, a média do custo estimado por beneficiário foi de R\$ 1.964, com desvio padrão de \pm R\$ 1.534 e mediana de R\$ 1.474. A Figura 6 apresenta a distribuição do custo estimado e a reta que representa o custo real em 2019.

Figura 6 – Distribuição do custo estimado e reta do custo real.



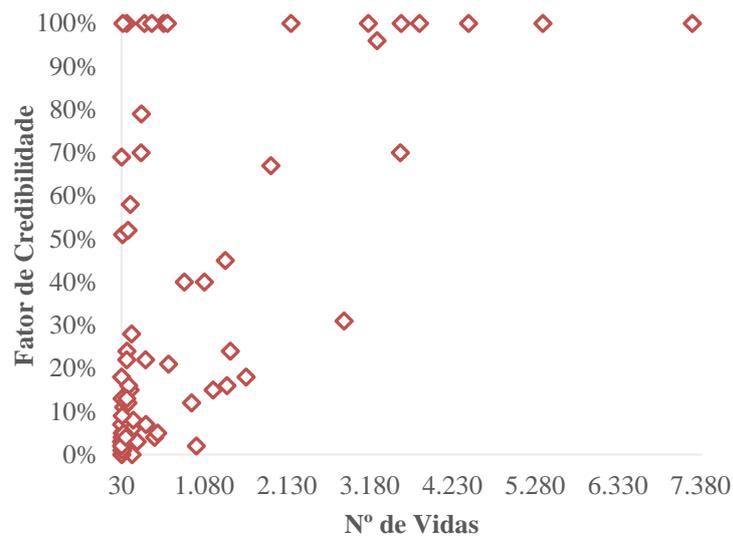
Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota-se que o modelo de regressão ajustado não estima uma calda tão longa quanto a realmente observada, o que resulta em uma diferença de -18% entre o custo estimado total e o real. Isso pode significar que a modelagem lidou com os *outliers* contidos na base. Apesar disso, é possível dizer que o modelo ajustado apresentou uma capacidade preditiva razoável. A partir desses resultados, prossegue-se para o cálculo do fator de credibilidade e, então, a estimação do reajuste.

4.3 Análise do reajuste estimado

Com base nos dados dos contratos em 2018, calculou-se o fator de credibilidade para cada um. A média da credibilidade foi de 36%, com desvio padrão de $\pm 38\%$. Ainda, 13 contratos foram classificados com credibilidade total. A Figura 7 traz o gráfico de dispersão das vidas de determinado contrato e o fator de credibilidade calculado. Apesar de não ser possível estabelecer uma relação entre essas duas variáveis, observa-se que grande parte dos contratos com menor credibilidade são aqueles com número de beneficiários inferior a 400.

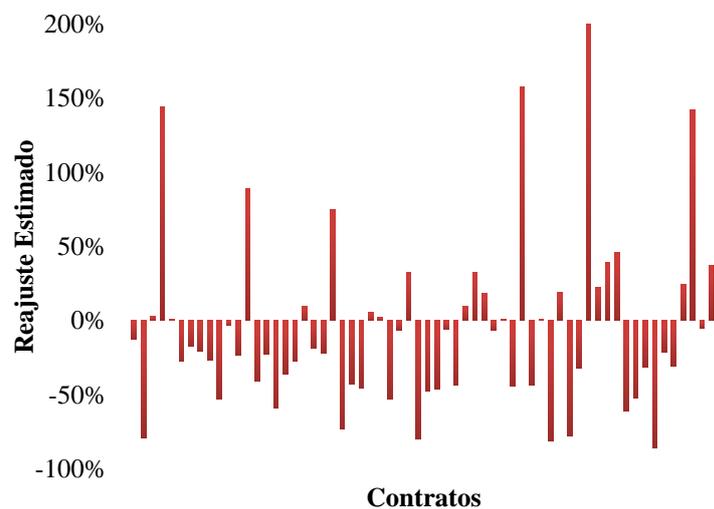
Figura 7 – Dispersão do fato de credibilidade pelo número de vidas por contrato.



Fonte: Elaborado pelo autor.

A partir do cálculo do fator de credibilidade para cada contrato no ano de 2018 e a estimação dos custos por beneficiário para o ano de 2019, aplicou-se o método de cálculo de reajuste proposto, apresentado na Equação 5. Dos 69 contratos considerados em 2018, 63 permaneceram no ano de 2019. Dentre esses, a média de reajuste estimado foi de -1%, com desvio padrão de $\pm 53\%$, o que demonstra a alta variabilidade dos reajustes estimados, que pode ser observada na Figura 8.

Figura 8 – Distribuição do percentual de reajuste por contrato.

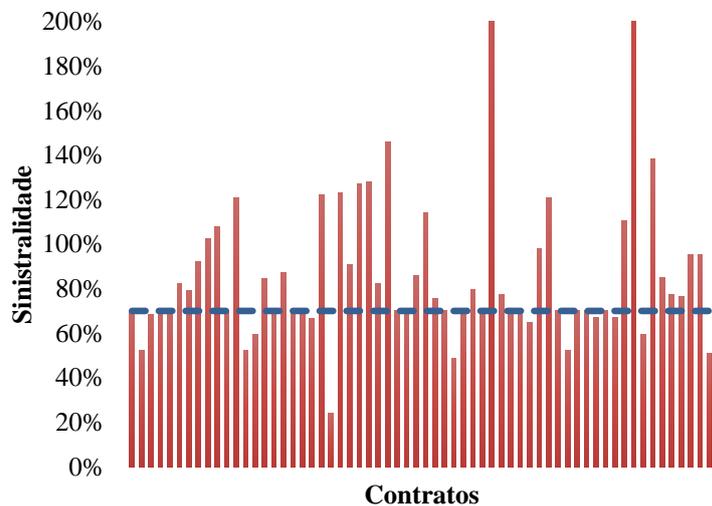


Fonte: Elaborado pelo autor.

Caso esses reajustes tivessem sido aplicados, considerando o custo realmente ocorrido em 2019, a sinistralidade total, considerando o somatório de custo e receita de todos os contratos, seria

de 73,6%, sendo a real 78,0%. A Figura 9 traz a distribuição da sinistralidade por contrato, com a reta na marcação de 70%.

Figura 9 – Distribuição da sinistralidade por contrato.



Fonte: Elaborado pelo autor.

Considerando a prática usual de mercado de não aplicação de reajuste negativo, ou seja, excluindo-se os reajustes percentuais menores que zero, o reajuste médio estimado por contrato seria de 19%. Dessa forma, a sinistralidade média por contrato seria de aproximadamente 72%, e a sinistralidade total, 73%. Assim, conforme exposto nas análises realizadas, a modelagem regressiva dos dados foi razoável na predição do custo e, conjuntamente ao fator de credibilidade, possibilitaram que o modelo proposto apresentasse um resultado satisfatório.

5. Considerações Finais

Com base nas análises realizadas e nos resultados obtidos, pode-se concluir que o método de reajuste proposto se mostrou suficientemente adequado, considerando-se que, caso os reajustes estimados fossem aplicados nos contratos analisados, a sinistralidade média por contrato observada seria de 73%. Entretanto, sem a limitação do percentual, diversos contratos receberiam reajustes negativos, ou muito altos. Isso pode representar tanto uma situação de má estimativa da mensalidade atual paga pelos contratantes quanto a não adaptação do modelo a alguns contratos.

Como concluem diversos autores que desenvolveram estudos de modelagem do custo assistencial, os dados do setor de saúde apresentam uma variabilidade e imprevisibilidade muito alta, além de seguirem uma distribuição com calda longa e assimetria considerável. Esses fatores dificultam a modelagem regressiva e a predição do custo, bem como a estimativa do percentual de reajuste pelo método, principalmente quando se considera apenas um ano de base histórica, como nesse estudo.

Ressalta-se também que o processo de determinação de uma distribuição probabilística que se ajuste satisfatoriamente aos dados e um modelo regressivo com as variáveis significativas, não é trivial. Apesar dos resultados obtidos a partir do modelo de dois estágios terem se mostrado razoáveis, observa-se que ainda é possível aprimorá-lo. Cabe pontuar, de igual modo, a dificuldade em modelar dados com valores iguais a zero, dado que as distribuições da família exponencial são definidas somente a partir de zero. Somando-se a isso, uma grande massa de dados precisou ser desconsiderada nas análises, pois não apresentavam informações suficientes, ou consistentes, para entrarem na modelagem regressiva.

Dessa forma, verificou-se neste estudo que o modelo de cálculo do reajuste proposto, além de ser coerente, apresentando embasamento estatístico e atuarial, possibilitou um cálculo satisfatório do reajuste. Com isso, este estudo contribui tanto para a comunidade acadêmica, dado que utiliza fundamentos estatísticos e atuariais em uma problemática relevante, quanto para o setor de saúde suplementar, considerando que este estudo pode ser base para o cálculo do reajuste que as operadoras aplicam em seus contratos.

Sugere-se, para estudos a serem desenvolvidos com esta temática, que seja considerada uma base de dados com mais períodos de histórico e que se estabeleçam modelos estatísticos de predição mais eficientes para este cenário de alta variabilidade e imprevisibilidade, o que não foi possível neste estudo em decorrência da capacidade computacional. Além disso, esta pesquisa considerou a formulação padrão obtida pela Teoria da Credibilidade, aplicada ao universo dos seguros, com o intuito de testá-la no mercado de saúde suplementar, porém, recomenda-se que se desenvolva e estime a credibilidade dos contratos a partir de uma formulação mais específica para o setor de saúde.

Referências

AGÊNCIA NACIONAL DE SAÚDE SUPLEMENTAR. *Reajuste de mensalidade: Conceitos básicos, reajuste por variação de custos, reajuste por mudança de faixa etária*. 2. ed. Rio de Janeiro: ANS, 2005. p. 14.
https://bvsmms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/guia_reajuste_mensalidade.pdf

AGÊNCIA NACIONAL DE SAÚDE SUPLEMENTAR. *Nota Técnica Nº 2013/2017/GEFAP/GGREP/DIRAD-DIPRO/DIPRO*. Brasília: ANS, 2017.
https://www.gov.br/ans/pt-br/arquivos/aceso-a-informacao/participacao-da-sociedade/http-answeb-producao-administrator-9c990ba54f978eb173ed9241dfce1a20/10/ap10_nt2013_propostas_reajustes_planos_coletivos.pdf

AGÊNCIA NACIONAL DE SAÚDE SUPLEMENTAR. *Resolução de Diretoria Colegiada nº 28*. Rio de Janeiro, 2000.
<http://www.ans.gov.br/component/legislacao/?view=legislacao&task=TextoLei&format=raw&id=Mzg3>

AGÊNCIA NACIONAL DE SAÚDE SUPLEMENTAR. *Resolução Normativa nº 63*. Rio de Janeiro, 2003. <https://www.ans.gov.br/component/legislacao/?view=legislacao&task=TextoLei&format=raw&id=NzQ4>

AGÊNCIA NACIONAL DE SAÚDE SUPLEMENTAR. *Resolução Normativa nº 309*. Rio de Janeiro, 2012. <https://www.ans.gov.br/component/legislacao/?view=legislacao&task=TextoLei&format=raw&id=MjI4Mg==>

AGÊNCIA NACIONAL DE SAÚDE SUPLEMENTAR. *Resolução Normativa nº 441*. Rio de Janeiro, 2018. <https://www.ans.gov.br/component/legislacao/?view=legislacao&task=TextoLei&format=raw&id=MzY2Mg==>

AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, v.19, n.6, 1974. [10.1109/TAC.1974.1100705](https://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705)

ANDERSEN, R. *Modern methods for robust regression*. Los Angeles: Sage Publications, 2008. <https://dx.doi.org/10.4135/9781412985109>

ARAÚJO, A.; SILVA, J. Análise de tendência da sinistralidade e impacto na diminuição do número de operadoras de saúde suplementar no Brasil. *Ciência & Saúde Coletiva*, v.23, n.8, ago., 2018. <https://www.scielo.br/j/csc/a/zmVZr3B95wgTph7zcBJMSCc/?lang=pt>

BERTSIMAS, D., BJARNADÓTTIR, M., KANE, M., KRYDER, J., PANDEY, R., VEMPALA, S., WANG, G. Algorithmic Prediction of Health-Care Costs. *Operations Research*, 56(6), 1382–1392. 2008. <https://doi.org/10.1287/opre.1080.0619>

BRASIL. *Lei Nº 9.656*. Brasília, DF, junho de 1998. http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/19656.htm

COX, D.; HINKLEY, D. *Theoretical statistics*. London: Chapman and Hall, 1974, 511 p.

DEAN, C. G. *An introduction to credibility theory*. New York: Casualty Actuarial Society, 1995. https://www.casact.org/sites/default/files/database/forum_97wforum_97wf055.pdf

DEB, P.; NORTON, E. C. Modeling Health Care Expenditures and Use. *Annual Review of Public Health*, v.39, n.1. 2018. <https://www.annualreviews.org/doi/pdf/10.1146/annurev-publhealth-040617-013517>

DUAN, N.; MANNING, W.; MORRIS, C.; NEWHOUSE, J. A Comparison of Alternative Models for the Demand for Medical Care. *Journal of Business & Economic Statistics*, v.1, n.2, 1983. <https://doi.org/10.2307/1391852>

DUNCAN, I. *Healthcare risk adjustment and predictive modeling*. 2 ed. New Hartford, Conn: ACTEX Publications, 2018. https://www.actexamdriver.com/samples/HealthcareRisk-2nd%20Ed_SAMPLE_4-26-18.pdf

FERREIRA, P. P. *Precificação: credibilidade, risco no seguro e aplicações diversas*. Rio de Janeiro: Funenseg, 2007. https://www.ens.edu.br/arquivos/estudos_funenseg_14_2.pdf

FUHRER, C. S. *A practical approach to assigning credibility for group medical insurance pricing*. EUA: Society of Actuaries. 2015. <https://www.soa.org/globalassets/assets/Files/Research/research-2015-practical-approach-assigning-credibility-group-medical.pdf>

FUHRER, C. S. Credibility theory. *Record of society of actuaries*. v. 19, n. 1B, 1993. <https://www.soa.org/globalassets/assets/library/proceedings/record-of-the-society-of-actuaries/1990-99/1993/january/RSA93V19N1B21.PDF>

GERHARDT, T.; SILVEIRA, D. *Métodos de pesquisa*. 1 ed. Porto Alegre: Editora da UFRGS, 2009. p. 33.

GIL, A. *Como elaborar projetos de pesquisa*. 6. ed. São Paulo: Atlas, 2018.

INSPER. *A cadeia de saúde suplementar no Brasil: Avaliação de falhas de mercado e propostas de políticas*. São Paulo: Centro de Estudos em Negócios – INSPER, 2016. <https://www.insper.edu.br/wp-content/uploads/2018/09/estudo-cadeia-de-saude-suplementar-Brasil.pdf>

KAAS, R.; GOOVAERTS, M.; DHAENE, J.; DENUIT, M. *Modern actuarial risk theory: using R*. Berlin: Springer-Verlag, 2009. https://faculty.ksu.edu.sa/sites/default/files/modern_actuarial_risk_theory.pdf

KROESE, D.; CHAN, J. *Statistical modeling and computation*. New York, NY: Springer, 2014.

LONGLEY-COOK, L. H. *An introduction to credibility theory*. New York: Casualty Actuarial Society - Business & Economics, v. 88, 1962. <https://doi.org/10.1017/S0020268100015092>

MAIA, A. G. *Econometria: conceitos e aplicações*. Campinas: UNICAMP, 2013.

MALEHI, A. S., POURMOTAHARI, F.; ANGALI, K. A. Statistical models for the analysis of skewed healthcare cost data: a simulation study. *Health Economics Review*, v.5: 11, 2015. [DOI 10.1186/s13561-015-0045-7](https://doi.org/10.1186/s13561-015-0045-7)

MANO, C.M.C.A.B. Melhoria da qualidade na tarifação de seguros: uso de modelos de credibilidade. *Caderno de Seguros*, v.2, n.2, Rio de Janeiro, 1997. http://docvirt.com/docreader.net/DocReader.aspx?bib=bib_digital&pagfis=3793

Dias, M. M. O.; Baltazar, L.; Lumertz, J. A.; Método de cálculo de reajuste por variação de custos para contratos de planos de saúde suplementar a partir da teoria da credibilidade .

MORET, B. Towards a discipline of experimental algorithmics. In GOLDWASSER, M.; JOHNSON, D.; MCGEOCH, C. *Data Structures, Near Neighbor Searches, and Methodology: Fifth and Sixth DIMACS Implementation Challenges*, v. 59, p. 197–213. AMS Press, 2002.

MYERS R. H.; MONTGOMERY, D. C. A. Tutorial on Generalized Linear Models. *Journal of Quality Technology*, v.29, n.3, 1997.

NELDER, J. A.; WEDDERBURN, R. Generalized Linear Models. *Journal of the Royal Statistical Society*, v.135, n.3, 1972. <http://www.jstor.org/stable/2344614>

OSBORNE, J. W.; WATERS, E. Four assumptions of multiple regression that researchers should always test. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, v.8, n.2, 2002. <https://doi.org/10.7275/r222-hv23>

RATNER, B. Variable selection methods in regression: Ignorable problem, outing notable solution. *Journal of Targeting, Measurement and Analysis for Marketing*, v. 18, n.1, 2010. <https://link.springer.com/article/10.1057/jt.2009.26>

REIS, A. D. E. *Teoria da Credibilidade: uma síntese*. Dissertação (Mestrado em Métodos Matemáticos) – Instituto Superior de Economia. Universidade Técnica de Lisboa, Lisboa, 1987. <http://hdl.handle.net/10400.5/3635>

PIETROBON, L.; LENISE. M.; CAETANO, J. Saúde suplementar no Brasil: o papel da Agência Nacional de Saúde Suplementar na regulação do setor. *Physis: Revista de Saúde Coletiva*, v. 18, n. 4, 2008. <https://doi.org/10.1590/S0103-73312008000400009>

SILVA, B. C. *Aplicação do modelo de credibilidade de Bühlmann-Straub em uma operadora de saúde suplementar, para previsão de gastos no ano de 2017*. Trabalho de Conclusão de Curso (Bacharelado em Ciências Atuariais) – Universidade Federal de Alfenas, Varginha, 2017. <https://publicacoes.unifal-mg.edu.br/revistas/index.php/sigmae/article/view/1014>

Recebido: 15/12/2021

Aceito: 16/12/2021