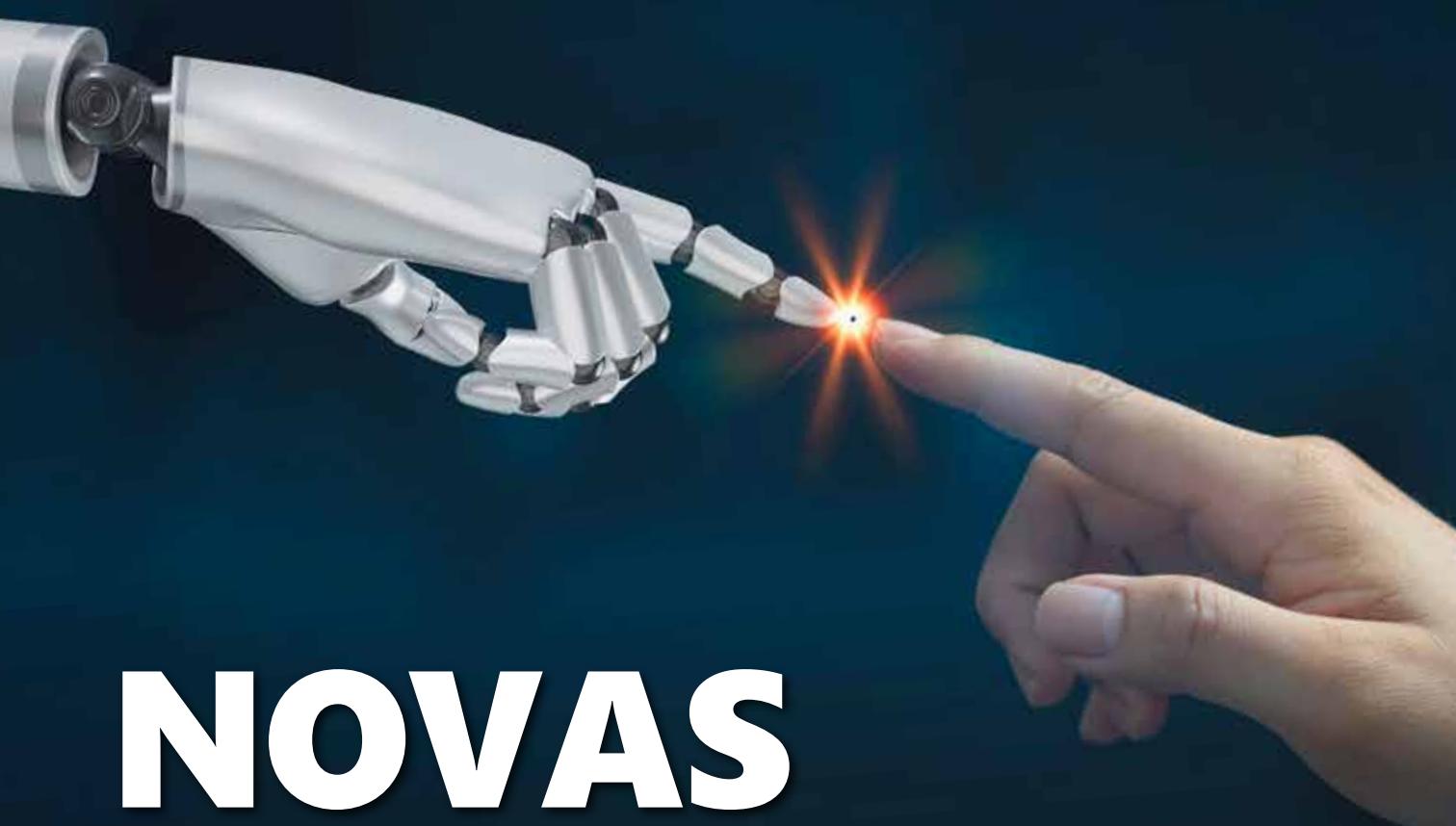


REVISTA BRASILEIRA DE ATUÁRIA

Ano IX
Número 9
2025

.....

O etarismo e as
contrarreformas da
previdência social



NOVAS FRONTEIRAS

Atual realidade amplia os campos de atuação
do atuário para além dos já estabelecidos.

Se antes o foco estava em mortalidade,
acidentes e aposentadoria, hoje os
desafios incluem outros fatores de risco,
como algoritmos enviesados, variações
climáticas extremas e ataques cibernéticos.
Paradoxalmente, apontam para um oceano azul

CURSOS DO IBA

O Instituto Brasileiro de Atuária, ampliou o projeto de Educação Continuada e lançou cursos para atuários

CURSO ON-LINE IA NA PRÁTICA PARA ATUÁRIOS

Como usar o ChatGPT para aumentar a sua produtividade.

Instrutor: Andrea Vanzillotta

Duração de 6 horas - Emissão de Certificado



INSCREVA-SE

CURSO ON-LINE CPA DE PERÍCIA ATUARIAL

021 DE 2020

Instrutor: Carlos Henrique Radanovitsck

Duração de 4 horas - Emissão de Certificado



INSCREVA-SE

CURSO ON-LINE FUNDAMENTOS ATUARIAIS APLICADOS AO MERCADO DE SEGUROS

Instrutor: Bráulio Melo

Duração de 4 horas - Emissão de Certificado



INSCREVA-SE

www.atuarios.org.br

FIQUE POR DENTRO
DOS CURSOS COM
INSCRIÇÕES ABERTAS
ESCANEIE O
QR CODE



Índice

Adobe Stock

30

A profissão atuarial nasceu da necessidade de entender o risco – e agora ele assume novas formas. Se antes o foco estava em mortalidade, acidentes e aposentadoria, hoje os desafios incluem algoritmos enviesados, variações climáticas extremas e ataques cibernéticos. As fronteiras do risco deixaram de ser apenas financeiras e tornaram-se multidimensionais, abrindo novas possibilidades profissionais



HISTÓRIA

Quem foi o primeiro atuário da História? 6

PREVIDÊNCIA

O etarismo e as contrarreformas da previdência social 12

Permanecer no Regime Próprio de Previdência social (RPPS) ou optar pela migração parcial do Regime de Previdência Complementar (RPC)? 24

A importância estratégica do correto provisionamento do exigível contingencial nas entidades fechadas de previdência complementar - Planos de benefício definido 48

Calculando taxas de crescimento salarial e de benefícios por meio de Chain Ladder 58

Repensando o nível de significância nos testes estatísticos aplicados às tábuas biométricas: uma proposta para mitigação do erro tipo II na gestão do risco atuarial 64

SAÚDE

A presença do atuário como pilar de solvência na gestão das operadoras de saúde 18

Fatores moderadores na saúde suplementar brasileira 42

AUDITORIA

Onze Anos de Auditoria Atuarial Independente: Um Marco na Supervisão Prudencial Brasileira 54

MATÉRIA DE CAPA

Novas Fronteiras no Oceano Azul 30

IX PRÊMIO RICARDO FRISCHTAK

Seguros de vida inteira e análise de persistência: uma abordagem com modelos de sobrevivência com fração de cura 70

Proposta de Fundo Assistencial para Cobertura de Eventos Extremos em Operadoras de Planos de Saúde 90

Modelos de precificação atuarial de letra de risco e seguro para catástrofe climática no Brasil 116

Expediente

Diretoria

PRESIDENTE

Giancarlo Germany (MIBA 1020)

VICE-PRESIDENTE:

Daniel Conde (MIBA 2.126)

DIRETORIA FINANCEIRA:

Financeiro - Juliana Coelho (MIBA 1859)
Perícia - Priscila Portal (MIBA 2654)

DIRETORIA ADMINISTRATIVA:

Administrativo - Rodrigo Uchoa (MIBA 2082)
Benefício a Empregados - Marco Pontes (MIBA 712)

DIRETORIA DE PREVIDÊNCIA:

Previdência Fechada - Natália Moreira (MIBA 2078)
Previdência Pública - André Conde (MIBA 2071)

JORNALISTA RESPONSÁVEL

André Carvalho - MTb 20.250

PROJETO GRÁFICO E DIAGRAMAÇÃO

Lionel Mota

REVISÃO

Carla Peixoto - MTb 21.072

INSTITUTO BRASILEIRO DE ATUÁRIA

Rua da Assembleia nº 10 salas 1304/05
Centro | Rio de Janeiro - RJ | CEP: 20011-901
Atendimento: De segunda à sexta

Horário: 10h às 18h

  +55 21 2531-0267 | 2865

Site: www.atuarios.org.br

E-mail: iba@atuarios.org.br

Mídias Sociais:

 InstitutoBrasileirodeAtuaria

 iba-instituto-brasileiro-de-atuaria/

 atuarios

 @iba_atuarios

 @iba_atuarios

Editorial

GIANCARLO GIACOMINI GERMANY, PRESIDENTE DO IBA



Prezado(a) leitor(a),

É com grande satisfação que apresento mais uma edição da Revista Brasileira de Atuária, um veículo que se consolida como pilar de conhecimento técnico e reflexão crítica para nossa profissão.

Vivemos um momento singular: a ciência atuarial nunca esteve tão em evidência no cenário global. Desafios estruturais, como o **aumento da longevidade**, redesenharam os mercados de previdência e saúde, exigindo novas formas de precificação e gestão de risco. Ao mesmo tempo, as **catástrofes climáticas** deixam de ser um risco distante para se tornarem uma variável presente e urgente na modelagem de seguros e na avaliação de ativos. Mais recentemente, surge um novo campo de atuação com a regulação da Susep, como o das mútuas.

Contudo, a relevância do atuário já não se restringe a esses mercados – embora tradicionais e vitais. A capacidade ímpar de nossa profissão de **trabalhar tecnicamente grandes volumes de informação**, aliada à visão de risco e à **otimização de modelos**, tem expandido nossas fronteiras. Hoje, atuários são peças-chave em setores de tecnologia, finanças digitais, *data science* e em qualquer área que demande inteligência analítica para a tomada de decisões estratégicas.

No Brasil, o Instituto Brasileiro de Atuária (IBA) tem trabalhado para que nossa profissão esteja à altura dos desafios globais e locais. O ano de 2025 comprova esse esforço: em maio, tivemos a honra de sediar em São Paulo o **JoCo 2025**, que reuniu mais de 400 atuários de todo o mundo, além dos **Large Meetings do IAA (International Actuarial Association)**. Esses eventos colocaram o Brasil no centro do debate atuarial internacional, promovendo uma troca de experiências inestimável.

Internamente, demos um passo fundamental para fortalecer nossa governança com a **aprovação do novo Estatuto do IBA**. Trata-se de um marco histórico que, entre outras modernizações, formaliza o **Comitê de Pronunciamentos Atuariais (CPA)** no processo de construção de normativas. Esse avanço garante maior transparência, rigor técnico e alinhamento com as melhores práticas internacionais na regulação da nossa atividade.

A presente edição da Revista Brasileira de Atuária reflete a complexidade e o dinamismo do nosso campo de atuação. Nossos autores debataram-se sobre temas atuais, que vão desde os desafios sociais até inovações metodológicas. Nesta edição, exploramos:

- A delicada relação entre o **etarismo e as contrarreformas da previdência social**, um debate urgente sobre justiça intergeracional.

- O papel crucial da **perícia atuarial** em processos judiciais, solidificando a importância técnica do atuário no âmbito legal.

- Os impactos e a estruturação do **Regime de Previdência Complementar (RPC)** instituído pela EC 103/2019.

- Uma análise aprofundada sobre **testes estatísticos aplicados às tábuas atuariais**, explicando a diferença entre os tipos de erro e focando na mitigação daquele que apresenta maior risco para a solvência dos planos.

- Um balanço dos **11 anos de auditoria atuarial no Brasil**, avaliando a evolução e os desafios dessa prática.

- O debate sobre a aplicação do **fator moderador** em planos de saúde.

- A presença do atuário como **pilar de solvência** na gestão das operadoras de saúde.

- A Auditoria Independente na Supervisão Prudencial Brasileira.

- As origens da nossa profissão com uma visão **histórica** da ciência atuarial e o primeiro atuário reconhecido.

- A proposição de um novo método para o cálculo da taxa de crescimento **salarial**, essencial para a aderência das premissas.

A ciência atuarial permite compreender os problemas sociais e contribuir para a construção de soluções. Esta revista é a prova viva de uma profissão que não teme a complexidade, que se adapta ao novo e que é essencial para um futuro mais previsível e sustentável.

Convido todos a mergulharem nos artigos que se seguem e a participarem ativamente dos debates que eles certamente inspirarão.

Boa leitura! 



adobestock.com

QUEM FOI O PRIMEIRO ATUÁRIO DA HISTÓRIA?

Ou uma brevíssima história da gênese da ciência atuarial

franceses – o primeiro livro de matemática probabilística sobre jogos de azar em 1657.

Em meio à pujança comercial neerlandesa e à prática estatal de vender anuidades vitalícias como forma de financiamento público, Jan de Witt, chanceler da república das províncias unidas dos Países Baixos por 22 anos, combinou, em 1671, probabilidade e finanças para valorar pela primeira vez rendas vitalícias, tornando-se, assim, um sério candidato a ser nomeado como primeiro atuário da História.

Por sua vez, o astrônomo inglês Edmond Halley (1656–1742) figura também entre os pais fundadores da ciência atuarial. Além de incentivar e financiar a publicação dos *Principia* de Newton e calcular o retorno do cometa que leva seu nome, publicou em 1693 o artigo pioneiro “*An Estimate of the Degrees of Mortality of Mankind*”, baseado em estatísticas de óbito da cidade alemã



RICARDO PACHECO,
PROFESSOR DE CIÊNCIAS ATUARIAIS DA USP E SÓCIO APOSENTADO DA EY SERVIÇOS ATUARIAIS
in RICARDO.
PACHECO@USP.BR

Antes de coroar o “primeiro atuário da História”, é importante ressaltar que a Matemática Atuarial nasceu na segunda metade do século XVII no berço setentrional da modernidade – os Países Baixos e o Reino Unido –, fruto do casamento entre o Cálculo Financeiro, cujo patriarca foi o belga Simon Stevin (1548–1620), e a jovem Teoria das Probabilidades, inaugurada por Pascal e Fermat em sua célebre correspondência de 1654 a respeito da solução do antigo problema dos pontos e pela publicação do físico holandês Christiaan Huygens (1629–1695) – inspirado na referida contribuição dos grandes matemáticos

“

Price sistematizou a matemática dos seguros de vida, pensões e anuidades, concatenando ideias dispersas em uma disciplina coerente

”

de Breslau. No artigo, elaborou a primeira tábua de mortalidade por idade e calculou o valor presente de anuidades vitalícias. Demonstrou que o governo britânico vendia anuidades por preços inferiores aos justos, alertando para o risco fiscal dessa prática. Suas análises anteciparam o uso da probabilidade e do desconto financeiro em seguros e pensões. Com isso, tornou-se, de fato, um possível nome para o título de primeiro atuário da História.

Abraham de Moivre (1667–1754), matemático francês e huguenote exilado na Inglaterra, tornou-se figura central do nascente pensamento probabilístico, em convívio direto com Newton e Halley. Autor de *The Doctrine of Chances* (1718) e de um caso particular do teorema central do limite para a distribuição binomial, foi também o primeiro a formular um modelo matemático de sobrevivência – linear, mas engenhoso –, que simplificava sobremaneira o extenso cálculo de valores presentes atuariais de anuidades e de seguros de vida. Em *Annuities Upon Lives* (1725) – o primeiro livro sobre o assunto –, criou tábua e métodos que inauguraram a

matemática atuarial como disciplina. Por essa contribuição brilhante, cuja genial simplicidade abriu caminho para a moderna ciência das probabilidades e dos seguros, alguns poderiam defendê-lo como merecedor, mais do que Jan de Witt e Halley, do título de primeiro atuário da História.

Não obstante os méritos e as contribuições visionárias e pioneiras dos nomes citados, não concederemos a eles o título porque nenhum dos três esteve ao longo de sua vida envolvido, como atividade profissional, com problemas práticos de implementação sistemática de gestão atuarial em seguradoras. Sigamos então adiante com a análise da vida e obra de três outros fortes candidatos.

James Dodson (c. 1705–1757) destacou-se como um dos fundadores unificadores da ciência atuarial, consolidando e enriquecendo os trabalhos seminais de seus predecessores. De origem modesta e autodidata, ganhou renome por sua habilidade em resolver problemas complexos e por seu talento didático. Discípulo e colaborador de De Moivre, aprofundou o estudo das probabilidades aplicadas à vida humana e tornou-se figura ativa da comunidade científica londrina, publicando diversas contribuições relevantes na Royal Society – embora nunca tenha sido aceito como membro por falta de patrocinadores.

Sua obra-prima, *Mathematical Repository* (escrita de 1748 a 1755), reuniu ensaios, problemas resolvidos, tabelas e aplicações financeiras, e sedimentou, pela primeira vez, as bases da teoria matemática de

anuidades e seguros de vida. Nela, Dodson propôs ainda, de forma pioneira, o conceito de prêmios nivelados ajustados à idade, embrião do regime de capitalização atuarial ($P_x = A_x / \ddot{a}_x$).

Na Inglaterra de sua época predominavam esquemas rudimentares de seguros em grupo em repartição simples, com contribuições fixas e sem diferenciação etária, como a *Amicable Society for a Perpetual Assurance Office* (criada em 1706). O modelo, insustentável diante do aumento da longevidade, entrou em declínio no século XIX. Ironia cruel: o próprio Dodson foi recusado como segurado na *Amicable Society* por ser “velho demais” segundo os critérios de subscrição da seguradora. Essa exclusão inspirou-o a conceber um novo modelo de sociedade baseada em prêmios proporcionais ao risco e sustentada por provisões matemáticas em regime de capitalização – ideia que daria origem, poucos anos após sua morte, à primeira seguradora verdadeiramente “atuarial”.

Dodson morreu em 1757, sem testemunhar o êxito de sua concepção. Seu projeto foi retomado por Edward Rowe Mores, que liderou a fundação da *Equitable Life Assurance Society* em 1762, apropriando-se assim do prestígio da obra que nascera do gênio e da persistência de Dodson.

Em vida, Dodson conheceu apenas privações e reconhecimento limitado – um sábio marginalizado por sua origem. Contudo, sua visão transformou o seguro de vida em um empreendimento sustentável e cientificamente alicerçado. Embora

a história tenha creditado a Mores a fundação da *Equitable Life*, é Dodson quem merece ser lembrado como o genuíno pai da ciência atuarial de contingências de vida, o homem que deu às probabilidades um propósito: garantir a segurança financeira diante da incerteza da vida humana.

Embora Dodson deva ser celebrado como o idealizador pioneiro do arcabouço atuarial de gestão de uma seguradora moderna de vida e sobrevivência, não foi ele, contudo, a levar a cabo sua implementação como um atuário profissional. Nesse sentido, não lhe outorgaremos também a honraria de primeiro atuário da História.

Richard Price (1723–1791), figura eminente do Iluminismo britânico, uniu em si o filósofo moral, o teólogo dissidente, o político engajado e o matemático criador. Pastor unitarista em Newington Green – foco do pensamento liberal do século XVIII –, defendeu uma ética racionalista e intuicionista, na qual o bem e o mal são realidades objetivas discerníveis pela razão, como expôs em *A Review of the Principal Questions and Difficulties in Morals* (1758), obra precursora do deontologismo kantiano. Em política, foi ardente defensor da liberdade civil e da autonomia dos povos: suas *Observations on the Nature of Civil Liberty* (1776) inspiraram Jefferson e Franklin e fizeram ecoar na Revolução Americana o ideal de um mundo baseado na razão e na igualdade. No campo científico, coube-lhe ainda papel decisivo ao publicar o manuscrito de Thomas Bayes, revelando ao mundo o



WILLIAM MORGAN

(1750–1833) FOI O

HERDEIRO INTELECTUAL

E O CONSOLIDADOR

DA CIÉNCIA ATUARIAL

MODERNA

teorema que inaugurararia a moderna inferência probabilística.

Mas foi na ciéncia atuarial que seu gênio atingiu o apogeu. Em *Observations on Reversionary Payments* (1771), Price sistematizou a matemática dos seguros de vida, pensões e anuidades, concatenando ideias dispersas em uma disciplina coerente. Compilou a primeira tábua de mortalidade de uso prático (a de Northampton), incorporou dados suecos de estatísticas vitais e sedimentou o conceito de provisões matemáticas prospectivas,

fundamentais à solvência de seguradoras.

Amigo de Dodson, Price completou e publicou suas notas, difundindo o princípio dos prêmios nivelados e aprimorando as fórmulas de capitalização. Também denunciou práticas especulativas em fundos de pensão da época e aplicou a lógica atuarial à gestão da dívida pública britânica, propondo o *sinking fund*, um fundo de amortização inovador.

Consultor intelectual da pioneira *Equitable Life*, Price assegurou que seus prêmios e provisões seguissem bases científicas. Assim, pela amplitude e rigor de sua obra, unindo probabilidades e prática financeira, Price mereceria ser lembrado como o primeiro atuário da História, aquele que fez da prudência matemática um instrumento de razão moral e de progresso humano. Não obstante, sua ligação com a *Equitable Life* era mais de mentoria intelectual esporádica do que uma sistemática atividade profissional, sem um envolvimento constante nos problemas práticos de gestão da entidade.

William Morgan (1750–1833) foi o herdeiro intelectual e o consolidador da ciéncia atuarial moderna. Matemático e estatístico britânico, formou-se na tradição dos dissidentes religiosos e científicos do século XVIII, herdando o legado de Price, com quem teve relação direta de mentoria. Assim, Morgan assimilou os fundamentos do cálculo atuarial, o método prospectivo e o uso coerente das tábucas de mortalidade, tornando-se o continuador natural da linhagem que fundou a *Equitable Life*.

Inspirado por seus mestres,

Morgan publicou *The Doctrine of Annuities and Assurances on Lives* (1779), no qual aperfeiçou o cálculo de valores presentes atuariais e introduziu um método geral para avaliar vidas conjuntas – simplificando o cálculo de probabilidades de sobrevivência entre duas idades e o valor das reversões e anuidades correspondentes. Seu artigo clássico na *Royal Society, On the Probabilities of Survivorships between Two Persons of any Given Ages*, transformou um problema complexo em um procedimento elegante e prático, que logo se tornou referência. Décadas depois, consolidou essas técnicas na obra *The Principles and Doctrine of Assurances, Annuities on Lives, and Contingent Reversions* (1821), acompanhada de tabelas e exemplos baseados na tábua de Northampton.

Morgan também revisou e ampliou as edições de *Observations on Reversionary Payments*, de Price, enriquecendo-as com tábucas de sobrevivência dupla e aplicações numéricas. Seu trabalho refinou as tábucas de mortalidade e os métodos de provisão prospectiva, fornecendo uma base científica definitiva para a prática atuarial britânica.

Mais do que teórico, Morgan foi o atuário-chefe da *Equitable Life* por 55 anos (1775–1830), responsável pelos cálculos de prêmios e provisões de anuidades e seguros de vida que garantiram a solvência e reputação exemplar da companhia. Sob sua direção, a *Equitable Life* prosperou e sedimentou-se como paradigma de gestão.

É, aliás, com Morgan que a profissão ganha um nome: em



1775, ao assumir suas funções, os dirigentes da *Equitable* adotaram pela primeira vez o termo “actuary” – até então usado para designar escrivãos – para distinguir o novo ofício técnico de cálculo e prudência financeira.

Assim, William Morgan foi não só o primeiro a exercer integralmente a função de atuário moderno em uma carreira de mais de cinco décadas (!), mas também o primeiro a portar oficialmente o título de “atuário”. Seu rigor científico, sua longevidade profissional e seu papel central no enorme sucesso empresarial da *Equitable Life* justificam plenamente seu reconhecimento como o primeiro atuário da História: o homem que transformou a prudência matemática em profissão distinta e se digladiou na arena prática de gestão da solvência da primeira seguradora moderna de vida e previdência do mundo. ☈



O ETARISMO E AS CONTRARREFORMAS DA PREVIDÊNCIA SOCIAL

Divulgação



**CARLOS
CAMPELLO**
PROF. DA
UNIVERSIDADE
FEDERAL
FLUMINENSE – UFF
MEMBRO DA
COMISSÃO DE
GRADUAÇÃO DO
IBA
CARLOS_CAMPELLO@OUTLOOK.COM
CCAMPELLO_OFICIAL@GMAIL.COM

INTRODUÇÃO

De forma geral, a idade avançada é tratada de forma preconceituosa. O chamado “idoso” é considerado como pessoa ultrapassada, improdutiva, descartável, velha, fora uma série de outros adjetivos que são usados pejorativamente. Inclusive, o servidor público aposentado é designado como inativo. Até mesmo quem compra material em desuso costuma utilizar a palavra “velha” para estimular o descarte, por exemplo, geladeira velha, máquina de lavar velha, fogão velho, e não o termo antigo ou usado, pois o que é velho deve ser descartado. Por outro lado, algo usado ou antigo pode possuir algum valor, seja financeiro ou afetivo.

É importante destacar que o termo “envelhecimento”, utilizado

pela demografia para caracterizar o aumento da longevidade da população e, também, costumeiramente, pelos governos, mídias e economistas de mercado como justificativa para a necessidade das contrarreformas previdenciárias, pode ser considerado preconceituoso. Envelhecer é associado a declínio, doença, perda de autonomia e proximidade do fim da vida. Assim, cria-se o estigma que o “idoso” é um problema social. Os estereótipos do tipo “envelhecimento” são as raízes do etarismo e o preconceito com a idade passa a estar ligado ao futuro de cada um de nós.

A partir da observação desses estereótipos, no final dos anos 60, o gerontólogo norte-americano Robert Neil Butler criou o termo “ageísm”, relativo a um tipo de preconceito e discriminação contra pessoas baseado na idade, especialmente contra os idosos, utilizando argumentos semelhantes aos do racismo e do sexism. São diversas as nomenclaturas usadas para indicar o preconceito com relação à idade das pessoas, tais como etarismo, ageísmo, idadismo, entre outras.

O etarismo está presente em diversos setores da sociedade, como o mercado de trabalho, os meios de comunicação, a área da saúde e as relações interpessoais. Mesmo em atitudes aparentemente inocentes, é possível identificar tratamentos preconceituosos direcionados às pessoas longevas, como infantilizá-las por meio do uso de diminutivos, como “bracinho”, “roupinha”, “banhinho”, ou comemorar seus aniversários com elementos típicos do universo infantil, como bolinhas e chapeuzinhos. Esse comportamento aparece até mesmo nas consultas médicas, quando o profissional de saúde, após ler um exame, diz: “não está muito bom, mas é compatível com a idade”.

Existe, ainda, o etarismo institucional, relativo às leis, regras, normas sociais e políticas que prejudicam as pessoas com base na idade. Como exemplo, a expropriação de direitos previdenciários pode ser interpretada como uma forma de etarismo institucional, pois contribui para a insegurança financeira das pessoas longevas e pode, inclusive, trazer rápido declínio na saúde e no bem-estar.

Do ponto de vista econômico, os longevos são frequentemente percebidos como indivíduos de baixo valor produtivo e como potenciais riscos econômicos e sociais. Especialmente no mercado financeiro, são apontados como principais responsáveis pelos gastos com saúde, pelo “déficit” da previdência social pública e, consequentemente, pelas despesas das contas públicas. Alguns trechos

preconceituosos são utilizados em publicações e outros meios de informação, tais como: “jovens bancam os idosos”; “sobram poucos recursos para a saúde, educação e segurança”; “mais aposentados e pensionistas a serem sustentados”.

Diversas normas legais asseguram os direitos da pessoa longeva, como a Declaração Universal dos Direitos Humanos, o Estatuto da Pessoa Idosa e a Constituição Federal do Brasil. A Declaração Universal estabelece que todos têm direito a um padrão de vida adequado, que garanta a si e à sua família saúde, bem-estar e segurança em situações como doença, invalidez, viuvez e velhice. Já o Estatuto da Pessoa Idosa afirma que o idoso é titular de todos os direitos fundamentais inerentes à pessoa humana e que é obrigação da sociedade e do poder público a efetivação do direito à vida, à saúde, à alimentação e ao lazer.

Com relação à Constituição de 1988, os elementos ali contidos podem ser considerados um marco na valorização da proteção social para a sociedade brasileira, ao incluir a saúde e a assistência social como direitos do cidadão e dever do Estado. O texto constitucional estabelece que, além da família, a sociedade e o Estado têm o dever de amparar as pessoas idosas, assegurando sua participação na comunidade, defendendo sua dignidade e bem-estar e garantindo-lhes o direito à vida.

Desde sua promulgação, a Seguridade Social tem passado por constantes contrarreformas, motivadas por ajustes de caráter

fiscal e por demandas do mercado financeiro. Essas mudanças têm resultado na expropriação de direitos assegurados por lei, que não devem ser confundidos com benefícios ou concessões.

As últimas grandes contrarreformas previdenciárias ocorreram nos anos de 1998 (governo Fernando Henrique Cardoso), 2003 (governo Lula) e 2019 (governo Bolsonaro). Em todas elas, o chamado “envelhecimento” da população foi apresentado como a principal justificativa para as mudanças propostas. No entanto, muitas dessas medidas podem ser interpretadas como manifestações de etarismo. Como exemplo, são destacados pontos da exposição de motivos da Proposta de Emenda Constitucional nº 06/2019 (PEC-06/2019), e que resultou na Emenda Constitucional nº 103/2019 (EC-103/2019).

Podemos ressaltar que, em vários trechos da referida exposição, com base em aspectos demográficos, surgem citações que colocam sobre os longevos a responsabilidade pelo “déficit” previdenciário. Esse cenário de verdadeira catástrofe é popularizado pelos meios de comunicação e pela propaganda governamental.

É evidente que a questão da transição demográfica deve ser levada em consideração, porém, na contrarreforma citada, as questões relativas às receitas são ignoradas – especialmente as desonerações e renúncias fiscais – ou relativizadas, como o combate às fraudes e a cobrança de dívidas.

O texto constitucional estabelece que, além da família, a sociedade e o Estado têm o dever de amparar as pessoas idosas, assegurando sua participação na comunidade, defendendo sua dignidade e bem-estar e garantindo-lhes o direito à vida.

Esse ponto não merece a mesma atenção dos relativos às despesas previdenciárias, apesar de influenciarem o equilíbrio financeiro e atuarial, além de serem fundamentais para que os atuários possam realizar as projeções por meio dos cálculos atuariais.

O etarismo está presente em outros momentos da exposição de motivos, como na afirmação de que, a partir da década de 2050 deverão existir mais beneficiários do que contribuintes, o que deve gerar “forte pressão” nas despesas da seguridade social. Cita, ainda, a transferência de valores dos trabalhadores ativos para inativos, razão pela qual, com o progressivo envelhecimento, existirá um “peso insustentável” para as gerações futuras. Tais argumentos promovem um conflito geracional, pois colocam que os jovens “sustentam” os longevos, ou seja, os que trabalham “sustentam” os aposentados.

A EC-103/2019, entre outras expropriações de direitos, trouxe mudanças no cálculo das aposentadorias e na concessão

“

Para garantir o equilíbrio financeiro e atuarial da previdência, é essencial promover um debate profundo e plural, envolvendo os diversos segmentos da sociedade.

”

das pensões, o que acarreta sérios problemas para os longevos, pois essas alterações reduzem significativamente os respectivos valores. No primeiro caso, a utilização da média de 100% dos salários de contribuição diminui o valor final. Já no segundo, a adoção de uma cota de 50% é acrescida de cotas de 10% por dependente e, como a maioria dos longevos não possui filhos, o valor fica reduzido a 60%.

Essa mudança desconhece que o cônjuge sobrevivente, ao longo do tempo, passa a ter mais despesas com remédios, necessidade de vacinas e atendimento por profissionais ligados às áreas de saúde, que não possuem cobertura pelo SUS ou pelos planos de saúde. Uma importante reflexão sobre a pensão é trazida por Rio Nogueira na publicação *A crise moral e financeira da previdência social* ao citar “se, na vida, o contribuinte sustenta filhos, esposa, mãe e pai inválido, não vemos razão para que, morrendo ele, fiquem desamparados o pai inválido e a mãe, porque a lei não lhes permite concorrer com os filhos”.

Para dar fim ao etarismo nos

adobestock.com



aspectos apresentados neste texto, as instituições e profissionais que trabalham com demografia, os veículos da área de comunicação e, ainda, a sociedade devem mudar a forma de tratar aqueles que atingem uma idade avançada, passando a utilizar os termos longevos e longevidade. O dicionário Houaiss define longevidade como característica ou qualidade de longevo, duração da vida (de um indivíduo, de um grupo ou de uma espécie) mais longa que o comum. Ao contrário de

envelhecimento, longevidade traz uma mensagem de conquista, superação, alcance de metas, entre outras conotações positivas.

Para garantir o equilíbrio financeiro e atuarial da previdência, é essencial promover um debate profundo e plural, envolvendo os diversos segmentos da sociedade. Para as devidas análises, devem ser consideradas as questões demográficas, as renúncias fiscais, as fraudes, as dívidas empresariais, bem como o desvio de recursos para

outras finalidades, além de observar os aspectos sociais envolvidos. O processo deve contar com a participação permanente de atuários, dando o suporte profissional para os ajustes que se fizerem necessários ao longo do tempo.

Finalmente, é necessário refletir sobre os nossos sentimentos e atitudes em relação ao envelhecimento. Cabe a cada um de nós – especialmente aos jovens – tornar-se um ativista dessa causa, que um dia será de todos. ☰



A PRESENÇA DO ATUÁRIO COMO PILAR DE SOLVÊNCIA NA GESTÃO DAS OPERADORAS DE SAÚDE

Divulgação



**BRUNO MUNRÓ R.
DA SILVA**
ATUÁRIO
RESPONSÁVEL
TÉCNICO DO
IPASGO SAÚDE
 BRUNOMUNRO

Divulgação



**MÁRCIO SANTOS
DOMINATO**
ATUÁRIO
PIONEIRO NA
CONSOLIDAÇÃO
DA ÁREA ATUARIAL
DO IPASGO SAÚDE
 MARCIO-
DOMINATO

Divulgação



**LARISSA
CARVALHO DOS
SANTOS**
ATUÁRIA DO
IPASGO SAÚDE
 CDSLARISSA

Ipasgo Saúde consolidou-se como referência em assistência à saúde suplementar, atendendo servidores públicos de Goiás, seus dependentes e, por meio de convênios, outras entidades públicas. Criado como autarquia pela Lei nº 4.190/1962, o Instituto passou por modernizações significativas com a Lei nº 17.477/2021, que aprimorou sua gestão e, mais recentemente, a Lei nº 21.880/2023, que alterou sua personalidade jurídica para Serviço Social Autônomo (SSA). Essa mudança fortaleceu a sustentabilidade e eficiência da instituição, agora reconhecida como autogestão patrocinada, sob regulamentação da Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS), marco que redefiniu a forma como a gestão de riscos e a solvência passaram a ser tratadas.

A transição representou um divisor de águas tanto pela adoção das exigências regulatórias quanto pela necessidade de alinhar práticas históricas da administração pública a padrões privados de solvência, sustentabilidade e riscos. Sob a ótica atuarial, o desafio envolveu não apenas adequação técnica, mas também um



novo paradigma de governança, no qual o atuário assumiu papel central no planejamento estratégico e na tomada de decisões.

GOVERNANÇA E PLANEJAMENTO TÉCNICO

A publicação da **Portaria Intersecretarial nº 2/2025 – SEAD** instituiu um Grupo Técnico de Trabalho (GT) para realizar estudos que subsidiassem a celebração de convênio entre o Governo de Goiás e o Ipasgo Saúde. A medida reforçou a integração institucional e o

compromisso com a sustentabilidade técnico-financeira.

Os estudos conduzidos pela equipe atuarial do Ipasgo Saúde foram essenciais para avaliar a viabilidade econômico-financeira do convênio, dimensionar provisões técnicas e estimar impactos regulatórios e orçamentários. Essas análises asseguraram que as decisões estivessem fundamentadas em análises consistentes, alinhadas às exigências da ANS e pautadas pelos princípios de solvência, transparência e equilíbrio econômico-financeiro.

DO FLUXO DE CAIXA À CIÊNCIA ATUARIAL

Historicamente, a precificação dos planos do Ipasgo Saúde baseava-se em análises retrospectivas de fluxo de caixa, focadas exclusivamente nas despesas assistenciais. Com a mudança de regime, tornou-se necessário estruturar modelos fundamentados em princípios atuariais, integrando sinistralidade, frequência e severidade esperadas, estrutura etária, fatores de risco assistencial, inflação médica, despesas administrativas e regulatórias,

variáveis que anteriormente não eram consideradas.

O processo de reajuste das mensalidades também evoluiu. As revisões passaram a contemplar a totalidade dos custos da operação, e não apenas o fluxo de caixa assistencial, buscando restabelecer o equilíbrio técnico entre receitas e despesas assistenciais e não assistenciais, sem onerar excessivamente os beneficiários.

A precificação de novos produtos, agora regulamentados pela ANS, exigiu uma análise atuarial minuciosa, devido à necessidade de adequação ao rol, com procedimentos que não eram cobertos pelos planos antigos e, portanto, não possuíam histórico de informações nos dados da operadora. Além disso, foi necessário considerar as novas regras de cobrança de coparticipação, bem como o custeio das despesas não assistenciais e regulatórias.

O ATUÁRIO COMO GUARDIÃO DA SOLVÊNCIA

O papel do atuário nas operadoras modernas extrapola a contabilidade de provisões. Ele conecta três dimensões críticas: precificação técnica, garantias financeiras e gestão de riscos baseada em dados.

Ao quantificar incertezas e antecipar cenários, o atuário transforma a complexidade assistencial em decisões objetivas, orientando reajustes, coparticipações, redes credenciadas e estratégias de custeio. Sua atuação técnica garante que a operadora mantenha equilíbrio financeiro, liquidez e capacidade de honrar seus

compromissos, sendo, portanto, o verdadeiro guardião da solvência.

DECISÃO TÉCNICA E IMPACTO ESTRATÉGICO

O protagonismo da área atuarial ficou evidente no estudo de projeção do capital regulatório e na estimativa das provisões técnicas necessárias ao credenciamento junto à ANS. Esses cálculos subsidiaram as decisões do Governo do Estado de Goiás sobre os aportes financeiros mínimos e a formalização do pedido de subvenção, garantindo que a entrada do Ipasgo Saúde no sistema regulado ocorresse com segurança e transparência.

COMPLIANCE E METODOLOGIA PRÓPRIA

A consolidação da área atuarial também se refletiu no aprimoramento do compliance técnico. Em linha com as Resoluções Normativas nº 518/2022, nº 569/2023 e nº 574/2023, foram constituídas as provisões técnicas, como a Provisão para Eventos Ocorridos e Não Avisados (PEONA) e a Provisão para Insuficiência de Contraprestação (PIC), além do cumprimento das exigências de Capital Regulatório, que não eram obrigatórias anteriormente, mas se tornaram peças fundamentais para a gestão de riscos e solvência.

Entre os avanços, destaca-se o desenvolvimento interno da metodologia para cálculo da PEONA, adaptada à estrutura da operadora, o comportamento das despesas assistenciais e de utilização dos beneficiários, bem como as particularidades dos processos operacionais de recebimento e

processamento de contas. Essa inovação reforça a autonomia técnica e o compromisso institucional com a aderência regulatória e a transparência dos números apresentados.

BENEFÍCIOS DA ENTRADA DO IPASGO SAÚDE NA ANS

A regulação do Ipasgo Saúde junto à ANS trouxe avanços substanciais em transparência, governança e segurança. As novas obrigações, como a constituição de provisões técnicas robustas, o atendimento ao capital regulatório mínimo, a adoção de política de gestão de riscos e a implantação de uma estrutura de governança corporativa passaram a compor a rotina atuarial da instituição, sob a fiscalização direta da Agência.

Os novos produtos regulamentados, precificados atuarialmente, conferem maior segurança aos beneficiários, assegurando cobertura conforme rol mínimo de procedimentos, manutenção de rede credenciada qualificada e o direito ao atendimento integral, conforme os padrões nacionais de qualidade.

Esses avanços representam um ganho não apenas para os segurados, mas também para o próprio Estado, que passa a contar com uma operadora sólida, transparente e alinhada às boas práticas de solvência e sustentabilidade do setor de saúde suplementar.

INDICADORES E GESTÃO PREDITIVA

Com a reestruturação, o Ipasgo Saúde implementou um sistema contínuo de monitoramento de

adobestock.com



indicadores técnicos. Sinistralidade, frequência de utilização e eventos de alto custo passaram a ser acompanhados com granularidade, permitindo identificar tendências e antecipar riscos.

A integração com as áreas assistenciais possibilitou ações preventivas e renegociações estratégicas, reduzindo gastos sem comprometer a qualidade. Uma demonstração prática de como o olhar atuarial aprimora a eficiência operacional.

RESULTADOS MENSURÁVEIS E O NOVO PROTAGONISMO DO ATUÁRIO

Os resultados dessa nova governança são evidentes: melhor

mensuração de riscos, previsibilidade de caixa e visão ampliada de solvência e liquidez. A integração entre as áreas técnica, financeira e assistencial trouxe agilidade à tomada de decisão e aumentou a confiança da alta gestão e dos órgãos de controle nos resultados apresentados.

A transição reposicionou o atuário como agente estratégico. A diretoria passou a reconhecer que a sustentabilidade do plano e a proteção do segurado dependem diretamente da qualidade das análises atuariais.

Assim, o atuário deixa de ser mero certificador e se torna coprotagonista da gestão, contribuindo ativamente para a perenidade do sistema e a confiança de quase 600 mil segurados do Ipasgo Saúde. ☒



PERMANECER NO REGIME PRÓPRIO DE PREVIDÊNCIA SOCIAL (RPPS) OU OPTAR PELA MIGRAÇÃO PARCIAL DO REGIME DE PREVIDÊNCIA COMPLEMENTAR (RPC)?

Divulgação



NADILENE SMAHA
ATUÁRIA, GESTORA
ATUARIAL DA
FUNDAÇÃO
SANEPAR
[in/NADILENESMAHA](#)

O QUE É O REGIME DE PREVIDÊNCIA COMPLEMENTAR (RPC)?

O Regime de Previdência Complementar para servidores dos Entes Federativos é um sistema de previdência facultativo que tem como objetivo complementar a aposentadoria paga pelos Regimes Próprios de Previdência Social (RPPS) ou pelo Regime Geral de Previdência Social (RGPS), oferecendo um benefício adicional ao trabalhador quando ele se aposenta. Foi instituído obrigatoriamente para os Entes Federativos pela Emenda Constitucional nº 103/2019.

O QUE SIGNIFICA MIGRAR PARCIALMENTE DE REGIME?

A migração parcial de regime significa optar por participar em dois regimes ao mesmo tempo, em vez de permanecer unicamente no regime de origem.

É destinada aos servidores titulares de cargos efetivos do Ente Federativo que tomaram posse no serviço público em data anterior à aprovação da previdência complementar pelo Ente e que possuem salários superiores ao teto do Regime Geral de Previdência Social (em 2025, por exemplo, esse teto corresponde a R\$ 8.157,41).

O servidor que se encaixa na descrição acima e contribui com um percentual sobre sua remuneração para o Regime Próprio de Previdência Social poderá optar por migrar uma parte de sua aposentadoria.

A proposta da adesão facultativa ao Regime de Previdência Complementar reflete flexibilização e nova possibilidade de planejamento da aposentadoria. De alguma forma, o servidor recebe do Estado a responsabilidade pelo planejamento de sua própria aposentadoria, devendo prever renda suficiente para o período de inatividade.

QUAIS AS OPÇÕES DE MIGRAÇÃO?

O Ente Federativo modelará, sob regulamentação específica, a migração por **benefício especial** ou por **aporte especial**.

A opção pela migração é voluntária e expressa em documento próprio. Por meio dela, o servidor se sujeitará à aplicação das novas regras que estão sendo inseridas no âmbito do RPPS (que limita a cobertura do RPPS ao teto do RGPS) e do RPC, quando se efetivar a inscrição no plano de benefícios do RPC.

A migração será formalizada pela assinatura do Termo de Migração – um instrumento jurídico que deverá ser assinado pelo servidor, caso opte voluntariamente pela migração, sendo irretratável e irrevogável. A opção pela migração resultará na inscrição automática do servidor no plano de benefícios do RPC.

REGRAS GERAIS DA IMPLANTAÇÃO DO RPC

Até a data de implementação do RPC de cada Ente Federativo, os servidores públicos tinham seus benefícios previdenciários providos integralmente pelo RPPS a que estavam vinculados. Após a implementação do RPC, os servidores que ingressarem no Ente Federativo

terão seus benefícios previdenciários garantidos pelo RPPS até o valor do teto do Regime Geral de Previdência Social; o que exceder esse valor será provido pelo RPC.

Embora a limitação dos benefícios previdenciários ao teto do RGPS seja obrigatória para os servidores que entraram após a implementação do RPC, essa opção pode ser dada também aos que ingressaram antes da implantação, por meio da migração parcial para o RPC.

Portanto, os servidores com remuneração acima do teto do RGPS e que ingressaram no Ente Federativo com RPPS antes da implantação do RPC, podem optar por migrar pelo formato regulamentado pelo Ente, seja Benefício Especial ou Aporte Especial.

BENEFÍCIO ESPECIAL

a) Permanecer integralmente no RPPS:

Nesse caso, nada muda para o servidor. Terá direito, quando elegível, aos benefícios de aposentadoria, incapacidade permanente ou pensão por morte ao beneficiário pagos pelo RPPS de acordo com a lei que o regulamenta.

b) Migrar parcialmente para o RPC:

Nesse caso o servidor receberá

três benefícios: um benefício pago pelo RPPS, um benefício pago pelo Ente Federativo (Benefício Especial) e um benefício pago pelo RPC. Esses benefícios só poderão ser recebidos a partir do cumprimento dos critérios de elegibilidade à aposentadoria, conforme definido no regulamento do Plano do RPC e no regimento do RPPS.

Se optar por migrar parcialmente para o RPC considerando o Benefício Especial:

O benefício pago pelo RPPS será calculado de acordo com a lei que rege o RPPS, porém, terá seu valor limitado ao teto do RGPS. Portanto, a partir da migração, a base de cálculo para as contribuições para o RPPS também será limitada ao teto do RGPS.

Como já houve contribuições sobre remunerações recebidas acima do teto do RGPS, o Ente Federativo pagará um Benefício Especial, em nome do servidor, para compensar tais contribuições. Esse Benefício Especial será administrado pelo próprio Ente Federativo.

No RPC, o valor do benefício depende do saldo de contas do servidor, que é composto por contribuições individuais e do Ente Federativo, mais a rentabilidade dos recursos aplicados. Quanto maior o saldo de contas, maior o benefício a que o servidor terá direito.

Portanto, o servidor pode contribuir para o RPC mensalmente ou esporadicamente com o objetivo de aumentar seu saldo de contas. Se optar por contribuições mensais, já deduzidas automaticamente de

O servidor pode contribuir para o RPC mensalmente ou esporadicamente com o objetivo de aumentar seu saldo de contas

sua remuneração, o Ente Federativo também fará contribuições para o saldo de contas do participante em valor até um limite estabelecido em regulamento ou lei municipal.

Benefício após migração:

Benefício pago pelo RPPS até o teto do Regime Geral	Benefício Especial pago pelo Ente Federativo	Benefício proveniente das contribuições para o RPC
---	--	--

APORTE ESPECIAL

a) Permanecer integralmente no RPPS:

Nesse caso, nada muda para o servidor. Ele terá direito, quando elegível, aos benefícios de aposentadoria, incapacidade permanente ou pensão por morte ao beneficiário pagos pelo RPPS, de acordo com a lei que regulamenta o regime.

b) Migrar parcialmente para o RPC:

Nesse caso, o servidor receberá dois benefícios: um pago pelo RPPS e outro pago pelo RPC, sendo este último composto pelo Aporte

Servidores titulares de cargo efetivo com ingresso ANTES da adesão do Ente ao RPC	Início de vigência do RPC junto ao Ente Federativo	Servidores titulares de cargo efetivo com ingresso APOS a adesão do Ente ao RPC
<ul style="list-style-type: none">• Podem migrar• Só serão submetidos às novas regras caso optem pela migração	<ul style="list-style-type: none">• É a data da autorização do convênio de adesão celebrado entre o Ente Federativo e a Entidade Fechada	<ul style="list-style-type: none">• Já estão submetidos às novas regras previdenciárias (RPPS com limite de teto mais RPC)



Especial. Ambos só poderão ser recebidos a partir do cumprimento dos critérios de elegibilidade à aposentadoria, conforme definido no regulamento do Plano do RPC e no regimento do RPPS.

Se escolher migrar parcialmente para o RPC considerando o Aporte Especial:

O benefício pago pelo RPPS será calculado conforme a legislação do RPPS, mas terá seu valor limitado ao teto do RGPS. A base de cálculo das contribuições para o RPPS também será limitada ao teto do RGPS a partir da migração.

Dado que já houve contribuições sobre remunerações acima do teto do RGPS, o Ente Federativo fará um Aporte Especial para o RPC, em nome do servidor, compensando tais contribuições. Esse Aporte Especial será administrado pelo

RPC, conferindo ao servidor o direito a um benefício no futuro.

No RPC, o valor do benefício depende do saldo de contas do servidor, composto pelo Aporte Especial, outras contribuições individuais e do Ente, além da rentabilidade dos recursos aplicados. Quanto maior o saldo de contas, maior será o benefício ao qual o servidor terá direito.

Portanto, o servidor pode contribuir para o RPC, mensalmente ou esporadicamente, com o objetivo de aumentar seu saldo de contas. Se optar por efetuar contribuições mensais, deduzidas automaticamente de sua remuneração, o Ente Federativo também efetuará contribuições para o saldo de contas do participante, observando o limite estabelecido em regulamento ou lei municipal.

Benefício após migração:

Benefício pago pelo RPPS	Benefício proveniente do Aporte Especial	Benefício proveniente das contribuições para o RPC
--------------------------	--	--

Benefício pago pelo RPC

QUAIS AS CONSEQUÊNCIAS DA MIGRAÇÃO PARCIAL DE REGIME?

A opção pela migração para o novo regime é facultativa e individual; entretanto, após a assinatura do termo de migração, será definitiva; logo irretratável e irrevogável. Portanto, essa decisão deve ser realizada com amplo conhecimento do processo e valores envolvidos.

É importante destacar que para os servidores que ingressaram até 2003 a opção pela migração implica

não somente a aplicação do limite do RGPS ao valor do benefício, mas também a renúncia à integralidade (valor do benefício equivalente à última remuneração do cargo efetivo) e à paridade (reajuste do benefício igual ao reajuste dos servidores ativos).

Referências: *Cartilha Previdência do Servidor Público: Orientações sobre a Migração de Regime*. Ministério da Previdência Social, Secretaria de Regime Próprio e Complementar, Brasília: 1^a edição, agosto de 2023.

Migração para o Regime de Previdência Complementar. Guia rápido para servidores públicos dos Estados, Distrito Federal e Município. Ministério da Previdência Social, Departamento de Políticas e Diretrizes de Previdência Complementar, Brasília: 1^a edição, outubro de 2023. ☰

NOVAS FRONTEIRAS NO OCEANO AZUL

O mundo mudou. O risco também. Pandemias, ciberataques, mudanças climáticas e disruptões tecnológicas criaram um cenário em que a incerteza é a regra. E, ironicamente, é nesse ambiente caótico que o atuário encontra novas oportunidades. Sua capacidade de transformar incertezas em modelos, probabilidades e decisões está se tornando cada vez mais valiosa – e mais visível.

Historicamente tidos como especialistas em seguros, previdência e cálculos complexos de longevidade, os atuários estão expandindo suas fronteiras. Hoje, eles aparecem em fintechs, healthtechs, startups de IA e até empresas de energia renovável. São profissionais que combinam raciocínio matemático, visão sistêmica e compreensão profunda da incerteza, três competências raras em um mundo movido por dados e imprevisibilidade.

A profissão atuarial nasceu da necessidade de entender o risco, e agora o risco assumiu novas formas. Se antes o foco

estava em mortalidade, acidentes e aposentadoria, hoje os desafios incluem algoritmos enviesados, variações climáticas extremas e ataques cibernéticos. As fronteiras do risco deixaram de ser apenas financeiras e tornaram-se **multidimensionais**.

O mundo se tornou mais volátil e isso deu novo protagonismo aos atuários. Eles são, hoje, os profissionais que compreendem melhor a matemática da incerteza – e, em tempos de disruptão, entender a incerteza é o ativo mais valioso que existe.

Para compreender este novo cenário, a **Revista Brasileira de Atuária** ouviu referências das áreas da Saúde, Seguro, Previdência e do ambiente acadêmico, que traçam novas possibilidades para os atuais e futuros profissionais.

Em um mundo onde algoritmos tomam decisões que afetam milhões de pessoas, a figura do atuário ganha um novo simbolismo. Por trás de cada modelo preditivo há escolhas humanas, premissas e limites que precisam ser compreendidos e monitorados.

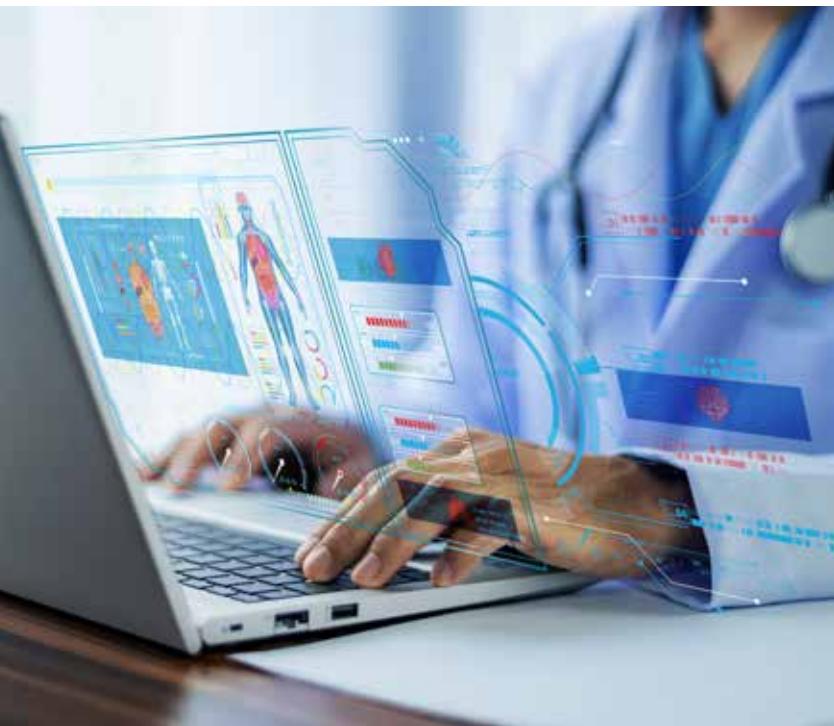
O risco não desapareceu – ele apenas mudou de forma. E os atuários, mais do que nunca, estão no centro dessa transformação.



adobestock.com

Saúde: atuários em equipes multidisciplinares

Durante muito tempo, o trabalho dos atuários no setor de saúde esteve ligado ao cálculo de riscos e à precificação dos planos. Era uma atuação técnica e discreta, essencial para garantir o equilíbrio econômico das operadoras, mas distante do centro das decisões estratégicas. Hoje, esse cenário está em transformação. A digitalização da saúde suplementar, o avanço das healthtechs, a integração entre operadoras e prestadores e o crescimento exponencial da base de dados clínicos deslocaram o atuário para um novo papel – mais próximo do cuidado, da experiência do paciente e da sustentabilidade do sistema.



“A saúde suplementar vive um momento de transformação”, afirma a CEO da SulAmérica Saúde & Odonto, Raquel Reis. Ela explica que essa transformação não é apenas tecnológica, mas estrutural: muda a forma como os serviços são oferecidos e como as empresas entendem prevenção, risco e eficiência. Para acompanhar esse movimento, a atuação dos atuários também se expandiu. Eles deixaram de se concentrar apenas no histórico de custos para atuar em áreas antes inexistentes nas empresas de saúde, como modelagem preditiva, gestão do risco assistencial e desenvolvimento de produtos personalizados.

Na prática, isso significa a abertura de novas frentes de trabalho. Atuários começam a integrar equipes de ciência de dados, analisando padrões de adoecimento, consumo de serviços e comportamento populacional, e desenvolvendo modelos capazes de antecipar situações de risco e orientar estratégias de prevenção. Também surgem oportunidades em laboratórios de inovação, no desenho de programas de cuidado estruturado e na elaboração de modelos de remuneração baseados em valor – aqueles que premiam melhores desfechos, e não apenas volume de procedimentos.

O avanço das *healthtechs* amplia ainda mais esse horizonte.

Arquivo Pessoal



Hoje, ele (o atuário) participa de decisões que afetam diretamente a experiência e o cuidado das pessoas

Raquel Reis

Com modelos de operação baseados em dados e foco em personalização, startups de prontuário digital, telemedicina, gestão de crônicos e navegação em saúde começam a buscar atuários para atuarem como arquitetos de sustentabilidade de seus produtos. Nesse ambiente, o atuário se torna um profissional capaz de dialogar diretamente com médicos e cientistas de dados, unindo olhar técnico, sensibilidade de risco e compreensão do impacto assistencial das decisões. “Hoje, ele participa de decisões que afetam diretamente a experiência e o cuidado das pessoas”, afirma Reis.

Nesse contexto, a inteligência artificial não substitui o atuário – ela exige ainda mais sua presença. Com o volume de dados em saúde crescendo rapidamente, a IA identifica padrões e probabilidades, mas alguém precisa interpretar consequências, ajustar modelos e transformar projeções estatísticas em estratégia de cuidado. Como explica Reis, “a IA amplia a capacidade do profissional”, acelerando análises e contribuindo para detectar fraudes, prever sinistralidade e orientar decisões com

impacto real na sustentabilidade do sistema.

Talvez a mudança mais significativa seja cultural. O atuário deixa de trabalhar isolado e passa a compor equipes multidisciplinares, lado a lado com médicos, enfermeiros, gestores e cientistas de dados. Na SulAmérica, essa integração ganhou forma concreta com a criação de um corpo clínico interno de cerca de 140 médicos que atuam diretamente na governança assistencial. Atuários e médicos passaram a compartilhar o mesmo problema: como garantir cuidado de qualidade sem comprometer o equilíbrio financeiro do sistema.

É nesse ponto que emerge o novo perfil profissional. O atuário do futuro não é apenas um especialista em modelos estatísticos: é alguém que entende a dinâmica da saúde como ecossistema, consegue transitar entre técnica e estratégia e sabe que decisões de risco impactam diretamente as pessoas. Reis resume em uma frase: “O novo atuário é o profissional capaz de unir conhecimento técnico e inovação para responder às novas demandas do mercado”.

Previdência: Mudanças Estruturais

Se na saúde as mudanças tecnológicas estão redesenhando fluxos assistenciais, no campo da Previdência a transformação é de natureza estrutural: novas formas de trabalho, envelhecimento populacional acelerado e a migração dos planos de benefício definido para modelos de contribuição definida exigem um atuário capaz de pensar além do cálculo. A profissão, nesse segmento, ganha um caráter ainda mais estratégico – e, ao mesmo tempo, mais humano.

“O atuário sempre lidou com problemas profundamente sociais”, lembra o professor de Atuária na UFRGS e consultor sênior da Mirador, Sérgio Rangel. “Apesar de usar métodos quantitativos sofisticados, nossa matéria-prima é a vida das pessoas”, completa. É esse ponto – o impacto direto na segurança financeira das aposentadorias – que redefine o papel do atuário na Previdência hoje.

As Entidades Fechadas de Previdência Complementar (EFPCs), por exemplo, vivem um momento de redefinição de governança e de fortalecimento dos sistemas de controle e transparência. Dessa transformação surge uma nova frente de atuação: a auditoria atuarial de planos de benefícios, uma especialidade ainda pouco explorada, mas com grande potencial de crescimento à medida que a supervisão do setor se torna mais

rigorosa. Outra oportunidade está no fomento à poupança previdenciária, em que o atuário assume o papel de estrategista do engajamento, analisando comportamento, aderência, permanência e comunicação para promover decisões previdenciárias mais conscientes.

Com a predominância dos planos de Contribuição Definida, o foco deixa de ser apenas o cálculo da solvência do passivo e migra para um desafio mais complexo: garantir que não falte recursos no futuro. Nesse ambiente, o atuário passa a trabalhar com modelagem do risco de insuficiência, simulando cenários de longevidade, volatilidade, inflação e comportamento de contribuição ao longo da vida. Ele também contribui para o desenho de produtos e mecanismos de proteção, como fundos de longevidade, conversões para renda vitalícia e estruturas de resseguro.

Esse novo contexto exige competências que vão além das fórmulas. O atuário de Previdência precisa se tornar um tradutor, alguém capaz de explicar cenários complexos para públicos que, muitas vezes, não têm familiaridade com cálculos ou projeções de longo prazo. “Comunicar não é o que você diz, é o que o outro comprehende”, afirma Rangel. Segundo ele, a profissão historicamente deu pouco espaço ao desenvolvimento

Arquivo Pessoal



O atuário sempre lidou com problemas profundamente sociais, nossa matéria-prima é a vida das pessoas

Sérgio Rangel

de *soft skills*, o que hoje se torna um obstáculo. Sem clareza comunicativa, o valor técnico se perde.

A disputa por talentos reforça esse ponto. Jovens profissionais, atraídos por cargos em tecnologia e ciência de dados, muitas vezes não percebem que a Previdência é, na prática, um dos campos mais sofisticados de análise de risco e projeção estatística. Para mudar essa percepção, Rangel propõe um reposicionamento: enxergar o atuário de previdência como um arquiteto da segurança financeira do futuro, alguém que enfrenta um dos desafios mais urgentes do país: envelhecer sem colapso social. “O atuário trabalha onde há impacto real. A dignidade na velhice é uma questão civilizatória”, diz.

Esse impacto se intensifica com o avanço das fintechs e das plataformas digitais de previdência. Nesse cenário, o atuário encontra espaço para trabalhar em modelos preditivos, no desenho de experiências personalizadas de investimento, na gestão regulatória e na comunicação clara do risco – elemento essencial para engajar novos públicos. A convergência com tecnologia é cada vez mais natural: *Python*, *machine learning*, simulações estocásticas, análise de *big data* e

integração com estratégias de alocação de ativos estão se tornando rotina.

Nos fundos de pensão, a transformação tecnológica também já está em andamento. A biometria facial agiliza cadastros e comprovações, enquanto *chatbots* com inteligência artificial passam a responder dúvidas complexas, realizar simulações e acompanhar eventos como elegibilidade, concessão e recadastramento. A interação com o participante se torna mais fluida – mas, por trás dela, é o atuário quem constrói as lógicas de risco e sustentabilidade que garantem que a tecnologia avance sem comprometer o equilíbrio dos planos.

No fim, o movimento é claro: o atuário da Previdência está deixando de ser apenas um guardião do cálculo para se tornar um estrategista do futuro financeiro das populações. Um profissional que une técnica, visão de longo prazo, capacidade de comunicação e sensibilidade social. Como sintetiza Sérgio Rangel, “o futuro da profissão atuarial exige um perfil mais completo: técnico, sim, mas também humano, estratégico e comunicador”.

Seguros: A Expansão do Papel do Atuário no Coração da Indústria

No setor de seguros, a profissão atuarial vive um momento de alargamento de fronteiras. Se antes o trabalho estava concentrado em cálculos de precificação, provisões técnicas e análise de riscos tradicionais, hoje o atuário se posiciona no centro da estratégia – com atuação que se estende para produtos inovadores, modelos preditivos, governança de algoritmos e design de soluções de proteção que tocam dimensões sociais e comportamentais.

Ronald Poon-Affat, atuário com certificações internacionais e membro de conselhos no Caribe, acompanha esse movimento de perto e com visão estratégica. Para ele, as

novas oportunidades surgem onde a ciência atuarial se conecta a outras disciplinas. “As oportunidades mais promissoras estão na interseção entre ciência atuarial, economia comportamental, inteligência artificial e ciência de dados. Essa convergência redefine o papel do atuário”, afirma. A profissão avança para áreas como seguro cibernético, produtos paramétricos, risco climático e saúde digital, em que o profissional deixa de apenas calcular riscos: ele passa a desenhar estratégias, modelos de decisão e experiências de proteção para novos perfis de risco e novos públicos.

Esse movimento, no entanto, ainda é incipiente. A abundância de

Arquivo Pessoal



As oportunidades mais promissoras estão na interseção entre ciência atuarial, economia comportamental, inteligência artificial e ciência de dados.

Ronald Poon-Affat



adobestock.com

dados provenientes de telemetria, dispositivos inteligentes e IoT ainda não se se traduziu, de forma ampla, em melhores resultados de negócio. Poon-Affat é direto. “Ainda não vimos um verdadeiro sucesso marcante no uso de big data ou IoT em seguros. Há iniciativas promissoras, sim, mas o potencial ainda está sendo explorado”, aponta. A inovação, hoje, está em fase de laboratório – testada em *sandboxes*, pilotos controlados e projetos exploratórios, nos quais as companhias buscam aprender antes de escalar. Para o atuário, isso exige uma postura particular: curiosidade disciplinada. Explorar novas ferramentas, sim, mas sem abrir mão do julgamento técnico, histórico e prudencial que sustenta o setor.

É justamente essa combinação entre rigor e agilidade que abre espaço para atuários em *insurtechs* e *startups*. Se o ambiente das grandes seguradoras é mais estruturado e regulado, o das startups é marcado por rapidez, experimentação e

incerteza. “Nas *insurtechs*, o atuário precisa lidar bem com ambientes onde não há fronteiras rígidas entre funções”, explica. Aqui, o profissional modela riscos pela manhã e, à tarde, está debatendo métricas com investidores ou ajustando parâmetros de retenção de clientes em tempo real. O que o destaca não é apenas o domínio técnico, mas a capacidade de formular perguntas claras e trabalhar com dados imperfeitos.

Há, no entanto, um fator ainda mais relevante reforçando a importância dos atuários nesse ecossistema: o gap de proteção – uma parcela significativa da população que ainda não é atendida por produtos de seguro tradicionais. A expansão da cobertura para novos segmentos exigirá soluções digitais, acessíveis e baseadas em dados alternativos, em um contexto de alta incerteza e modelos que precisam ser constantemente ajustados. O atuário torna-se, então, designer



“

O atuário deixa de ser apenas o responsável por cálculos e relatórios e passa a ser o garantidor da solidez técnica dos modelos colaborativos

Liliane Garcia

”

de resiliência, capaz de equilibrar inclusão e sustentabilidade.

Para Poon-Affat, a característica definidora do atuário do futuro não está apenas nas ferramentas que usa, mas na natureza da sua disciplina mental. “O atuário do futuro será definido pela capacidade de investigar resultados, seguir sua lógica e identificar quando um modelo conduz a conclusões equivocadas.” Em um mercado cada vez mais automatizado, a credibilidade dependerá da habilidade de demonstrar, com transparência, como um modelo chega aos seus resultados. Essa será a base da confiança na profissão.

E, com a IA avançando mais rápido que a regulação, o papel do atuário se torna também ético e institucional: proteger o sistema, o cliente e a solvência – mesmo quando a norma ainda não chegou lá. Isso exigirá domínio em *Enterprise Risk Management* (ERM), capacidade de avaliar riscos emergentes, como ciberataques e mudanças climáticas, e sensibilidade para entender os riscos da própria tecnologia.

Se Ronald Poon-Affat descreve o atuário como o profissional que navega entre dados e julgamento – mantendo a disciplina intelectual como eixo de equilíbrio –, a consultora atuarial Liliane Garcia acrescenta outra camada que ganha força no setor: o retorno das estruturas colaborativas e cooperativas de proteção, agora reguladas, digitalizadas e tecnicamente sofisticadas.

A recente Lei Complementar nº 213/2025 ampliou decisivamente o espaço de atuação da profissão ao trazer entidades mutualistas e cooperativas de seguros para o guarda-chuva direto da Susep. Na prática, significa que modelos de proteção anteriores informais, dispersos ou baseados apenas em confiança comunitária, passam a operar sob requisitos de solvência, transparência e governança técnica – e é nesse contexto que o atuário se torna indispensável.

Segundo Liliane, “a lei cria um novo campo profissional estruturado, onde o atuário deixa de ser apenas o responsável por cálculos e relatórios e passa a ser o garantidor da solidez



técnica dos modelos colaborativos”. Ela lista frentes de trabalho que já começam a se expandir: modelagem atuarial e financeira para APPMs, governança e conformidade técnica, precificação justa de rateios, auditoria atuarial e validações de sustentabilidade, além da atuação direta em cooperativas de seguros reguladas.

A digitalização acelera essa transformação. Se antes o mutualismo era visto como algo artesanal, de pequena escala, agora a integração com tecnologia – de plataformas de compartilhamento de risco a sistemas automáticos de rateio – projeta essas entidades para um ecossistema mais amplo, competitivo e dinâmico. O atuário passa a trabalhar no centro dessa engrenagem, equilibrando solidariedade e técnica, inclusão financeira e prudência regulatória.

Nesse cenário, as competências exigidas extrapolam a matemática financeira. Liliane observa que o atuário do futuro será “um profissional híbrido, que combina rigor técnico com visão social, domínio regulatório e fluência digital”. Saber operar modelos de solvência é tão importante quanto

compreender modelos colaborativos de proteção comunitária, assim como a capacidade de comunicar incerteza e risco a públicos não técnicos.

Com a regulamentação, surgem também novos desafios de compliance, governança reputacional e mensuração de riscos intangíveis, como riscos ESG, confiança e reputação das organizações. O atuário passa a desempenhar um papel quase diplomático: proteger a sustentabilidade do modelo enquanto negocia os limites entre inovação e segurança prudencial.

A abertura regulatória também estimula caminhos empreendedores: consultorias especializadas, plataformas digitais para aferição de solvência e sustentabilidade, serviços de validação técnica para startups e programas de formação e certificação profissional.

A narrativa construída por Ronald e Liliane se complementa. Enquanto Ronald aponta um mercado que se transforma pela interseção entre dados, comportamento e estratégia, Liliane reforça que essa transição só será sustentável quando apoiada por governança, transparência e responsabilidade técnica.

Academia e formação: onde nasce o novo atuário

Se o mercado está mudando, as universidades – inevitavelmente – precisam mudar junto. Mas essa transformação não é simples. A formação em Ciências Atuariais no Brasil sempre esteve apoiada em pilares sólidos: matemática, estatística, finanças e probabilidade. Uma base de rigor reconhecida e, até hoje, inegociável. A novidade é que essa base agora precisa conversar de maneira fluente com tecnologia, ciência de dados, inteligência artificial e – talvez o mais provocador de tudo – com novos comportamentos humanos diante do risco.

Eduardo Fraga L. de Melo, professor associado e coordenador do curso de Ciências Atuariais no Instituto de Matemática e Estatística da UERJ, está à frente desse processo de revisão na instituição. Ele explica que a remodelagem curricular não se limita à inclusão de novos tópicos, mas envolve a reorganização da lógica de formação.

“Para adaptar o curso às novas demandas do



mercado, incorporamos disciplinas de ciência de dados para modelos supervisionados e não supervisionados, além de métodos Bayesianos”, afirma. Para sustentar essa mudança, foi preciso reforçar também a base: mais carga de Álgebra Linear, banco de dados ministrado pela computação, e uma ampliação significativa da estatística computacional. O curso passa a formar não apenas quem calcula risco, mas quem comprehende, estrutura e interpreta dados em movimento.

A formação técnica, no entanto, já não basta. A exigência por profissionais capazes de explicar, traduzir e contextualizar seu trabalho nunca foi tão grande. “As *soft skills* são hoje muito importantes para o atuário”, destaca Fraga. A lista é reveladora: comunicação, para tornar comprehensível o que é complexo; ética, porque o trabalho atuarial lida diretamente com poupança popular e dinheiro de terceiros; colaboração interdisciplinar, para dialogar com TI, economistas, contadores e reguladores; além de aprendizado contínuo e visão estratégica. O atuário deixa de ser o especialista que responde perguntas para se tornar o profissional que também formula as perguntas certas.

Mas essa evolução representa uma transformação ou uma reinvenção da profissão? Fraga prefere a palavra expansão: “As possibilidades de atuação do atuário se expandiram com novas tecnologias, maior capacidade

Arquivo Pessoal



Para adaptar o curso às novas demandas do mercado, incorporamos disciplinas de ciência de dados para modelos supervisionados e não supervisionados, além de métodos Bayesianos

Eduardo Fraga

computacional e novos mercados. Para a academia, resta ajustar constantemente os programas. Para os profissionais, cabe buscar atualização”. É um movimento de dupla responsabilidade: as universidades precisam abrir portas, e os profissionais precisam atravessá-las.

A pesquisa acadêmica, historicamente associada ao rigor matemático e estatístico, segue esse rumo. Se antes o distanciamento entre universidade e mercado era visto como um problema de linguagem, hoje ele se torna uma oportunidade de complementaridade. “As linhas de pesquisa mais relevantes surgem de problemas reais”, explica Fraga. O desafio agora é traduzir esses avanços para profissionais que precisam tomar decisões nas empresas, sem perder profundidade e sem abrir mão da precisão.

Quando projetamos o futuro próximo, os sinais são evidentes. Modelagem preditiva usando IA e *machine learning*, precificação dinâmica, previsão de mortalidade, mitigação de fraudes, análise de dados estruturados e não estruturados, *blockchain* aplicado a seguros descentralizados e soluções mutualistas, riscos

cibernéticos e climáticos, produtos vinculados a índices ambientais, transferência alternativa de riscos por ILS. O laboratório da atuária se expande muito além dos seguros tradicionais – alcança o mercado financeiro, o meio digital, a infraestrutura pública e, cada vez mais, o território ambiental.

Para os estudantes, o aviso é direto – e definitivo: “A base atuarial nunca deixará de ser essencial”, enfatiza. Mas o futuro exigirá domínio de programação, visualização de dados, IA, *machine learning* e *storytelling* analítico. O atuário do novo ciclo não trabalha apenas com modelos numéricos: atua sobre decisões humanas, cenários de incerteza e sistemas complexos.

E Fraga encerra com uma observação: “O atuário deve olhar além dos setores tradicionais. Seu ferramental o credencia a atuar bem em qualquer setor que faça uso de dados e modelos preditivos. Isso expande – e muito – o mercado de trabalho”.

A academia, portanto, não está apenas formando profissionais: está formando arquitetos de risco para um mundo que muda rápido demais. ☐



FATORES MODERADORES NA SAÚDE SUPLEMENTAR BRASILEIRA

Divulgação



BALTAZAR LUIS CANELLO
GERENTE ATUARIAL E DE INFORMAÇÕES GERENCIAIS UNIMED DO ESTADO DE SC
in BALTAZAR-CANELLO-2B134A22
BALTACANELLO@HOTMAIL.COM

INTRODUÇÃO

Os fatores moderadores são mecanismos de regulação dos planos de saúde que auxiliam os beneficiários a controlarem o ímpeto de consumo dos atendimentos médicos e hospitalares cobertos pelos planos de saúde suplementar.

Os principais fatores moderadores praticados no Mercado de Saúde Suplementar nacional são:

- a presença de “Porta de Entrada”, que é o local de atendimento específico a ser usado pelos beneficiários do plano, sem que eles tenham livre acesso a toda rede de atendimento da operadora;

- os critérios que as operadoras adotam para realizar a **Autorização** de um determinado atendimento ou procedimento;
- as “**Carências**” adotadas pelos diversos grupos de procedimentos, que correspondem ao período durante o qual esses atendimentos não têm cobertura pelo plano, sendo garantidos apenas após o cumprimento desse prazo;
- a **coparticipação** e a **franquia** que são, provavelmente, os fatores moderadores mais conhecidos e utilizados pelo Mercado.

No conteúdo desse artigo serão abordados detalhadamente apenas os temas Coparticipação e Franquia, para que seja possível um desenvolvimento mais amplo, com maior aprofundamento, sem tornar o conteúdo excessivamente extenuante.

COPARTICIPAÇÃO E FRANQUIA

Os fatores moderadores podem ser entendidos como mecanismos de regulação dos planos de saúde, responsáveis por definir a parcela dos custos assistenciais que será assumida pelos beneficiários desses planos.

A coparticipação corresponde ao percentual do custo assistencial que os beneficiários devem pagar quando realizarem os atendimentos, desde que estejam previstos contratualmente. Esse percentual pode incidir sobre o custo assistencial efetivo do atendimento ou sobre uma tabela de referência definida pela operadora. Independentemente da forma escolhida, todos os detalhes relacionados à coparticipação – como a tabela de referência, o custo efetivo, os limites de valores, entre outros – devem estar claramente especificados no contrato do plano de saúde, seja ele firmado com pessoa física ou jurídica.

A franquia corresponde a um valor fixo, definido em moeda, que o beneficiário deve pagar ao realizar procedimentos que preveem esse fator moderador. Assim, ela também representa uma fração do custo assistencial de um atendimento.

Em razão das particularidades regulatórias, a coparticipação é muito mais utilizada do que a franquia, diferentemente de outros ramos de Seguros, nos quais a franquia é o principal mecanismo de regulação. Isso ocorre porque a regulamentação vigente dos planos de saúde não permite que a operadora cobre do beneficiário o valor integral de um atendimento – mesmo que seja de baixo custo. Por esse motivo, a aplicação da franquia torna-se inviável.

Diante desse cenário, os planos de saúde predominantes no mercado utilizam majoritariamente a coparticipação para atendimentos ambulatoriais de baixo e médio custo, que apresentam maior frequência de

utilização, como consultas e exames complementares. Já a franquia costuma ser aplicada em atendimentos de custo mais elevado e menor frequência média, como tratamentos oncológicos e internações.

A INFLUÊNCIA DOS FATORES MODERADORES NOS PREÇOS DOS PLANOS

A denominação “fatores moderadores de utilização” decorre do fato evidente de que sua presença nos planos de saúde suplementar contribui para moderar a frequência de utilização dos atendimentos. Consequentemente, esses mecanismos ajudam a controlar os gastos dos recursos econômicos dos planos de saúde.

De acordo com a regulamentação vigente, os planos de saúde podem ou não contar com fatores moderadores. As operadoras têm liberdade para oferecer ambas as opções, desde que estejam claramente definidas no contrato.

Considerando esses aspectos e compreendendo os conceitos de coparticipação e franquia, pode-se concluir, em um primeiro momento, que os planos de saúde sem a influência de fatores moderadores aparecam ser mais vantajosos, já que os beneficiários não precisam arcar com parte dos custos assistenciais.

Então, qual seria a vantagem para os consumidores ao contratar planos de saúde com coparticipação e/ou franquia? A resposta é simples e objetiva: um preço mais acessível. Um plano com fatores moderadores pode ser substancialmente mais barato do que um plano sem esses mecanismos, dependendo do tipo de fator aplicado.

PLANO COM FATOR MODERADOR DE 50%-Abrangência Nacional e Estadual, Acomodação Enfermaria CONTRATAÇÃO EMPRESARIAL

CUSTOS ASSISTENCIAIS	FREQ. ANUAL	CUSTO MÉDIO	COPART. MÉDIA	CUSTO PER CAPITA	COPART. PERCAPIT	% COPART.	CUSTO LÍQ. PERCAPITA
Consultas Médicas	3,73	145,26	72,63	45,12	22,6	50,0%	22,56
Exames Eletivos	19,05	44,53	22,28	70,67	35,4	50,0%	35,31
Tratamentos Terapêuticos Especiais	0,08	8.428,81	0,00	54,27	0,0	0,0%	54,26
Terapias	2,27	73,62	33,09	13,94	6,3	45,0%	7,67
Internações	0,10	15.845,15	0,00	129,56	0,0	0,0%	129,56
Demais Despesas	1,16	367,71	26,02	35,41	2,5	7,1%	32,91
Total	26,38	158,75	30,34	348,96	66,7	19,1%	282,27

Número de beneficiários: 218.792

Mensalidade* R\$ 353,00

PLANO SEM FATOR MODERADOR - Abrangência Nacional e Estadual, Acomodação Enfermaria CONTRATAÇÃO EMPRESARIAL

CUSTOS ASSISTENCIAIS	FREQ. ANUAL	CUSTO MÉDIO	COPART. MÉDIA	CUSTO PER CAPITA	COPART. PERCAPIT	% COPART.	CUSTO LÍQ. PERCAPITA
Consultas Médicas	5,23	145,26	0,00	63,28	0,0	0,0%	63,28
Exames Eletivos	21,89	45,57	0,00	83,12	0,0	0,0%	83,12
Tratamentos Terapêuticos Especiais	0,09	9.306,60	0,00	66,13	0,0	0,0%	66,13
Terapias	4,51	95,38	0,00	35,85	0,0	0,0%	35,85
Internações	0,10	16.178,60	0,00	139,28	0,0	0,0%	139,28
Demais Despesas	1,78	299,31	0,00	44,42	0,0	0,0%	44,42
Total	33,60	151,60	0,00	432,08	0,0	0,0%	432,08

Número de beneficiários: 32.253

Mensalidade* R\$ 540,00

Fonte: Base de Dados Unimed do Estado de Santa Catarina.

Período de análise: set/24 a ago/2025

QUADRO 1

ESTATÍSTICAS BÁSICAS
DE PLANOS COM
E SEM FATORES
MODERADORES

Os planos com menor fator moderador são, em média, 35% mais caros do que os planos com os maiores fatores moderadores, como podemos observar no Quadro 1)
Estatísticas básicas de planos com e sem fatores moderadores.

No entanto, pode-se pensar que o preço mais baixo dos planos com fatores moderadores seria superado pelos valores de coparticipação pagos pelos beneficiários ao realizarem os atendimentos. Todavia, na prática, o valor médio pago em coparticipações ou franquias – mesmo em planos com coparticipação ambulatorial de 50% – representa cerca de 19% do custo assistencial total do plano. Isso ocorre porque internações e

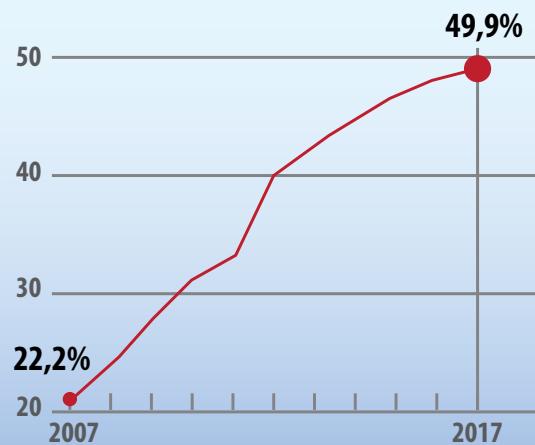
tratamentos oncológicos, em geral, não estão sujeitos a esses mecanismos. Ou seja, do ponto de vista econômico, é vantajoso para os beneficiários optarem por planos com fatores moderadores, já que a economia nas mensalidades tende a superar os valores pagos em coparticipações.

Então, se os planos com presença de fator moderador são mais vantajosos economicamente para os beneficiários, podemos acreditar que para as operadoras será o contrário, certo? Não. Na realidade, os planos com fator moderador têm os melhores retrospectos econômicos e financeiros também para as operadoras de planos de saúde, além de serem mais baratos para os consumidores. Como explicar

1 24 de abril de 2018

Evolução

Porcentual de beneficiários com plano de coparticipação



QUADRO 2

FONTE: JORNAL O
ESTADO DE S. PAULO,
ABRIL DE 2018

esse fenômeno que parece desafiar a “Teoria dos Jogos”, que conferiu a John Nash o prêmio Nobel de Economia em 1994?

A presença da coparticipação e da franquia nos planos de saúde influencia diretamente o comportamento de consumo dos beneficiários. Esse efeito psicológico – que reduz o ímpeto de utilização – contribui para uma menor frequência de uso dos serviços. Assim, os fatores moderadores geram duas formas de redução de custos nos planos: a primeira é mensurável pelo valor pago pelos beneficiários, correspondente à coparticipação ou franquia; a segunda decorre da diminuição na frequência de utilização dos serviços. Por exemplo, enquanto planos sem fator moderador apresentam uma média de oito consultas médicas por beneficiário ao ano, os planos com fator moderador registram cerca de cinco consultas anuais por beneficiário.

Esse é o segredo que faz com que

os beneficiários paguem menor valor nas mensalidades, sem comprometer o equilíbrio econômico das operadoras.

Em virtude da vantagem econômica para operadoras e consumidores, e da alta competitividade do setor de Saúde Suplementar brasileiro – que conta com 670 operadoras médico-hospitalares, segundo dados da ANS de agosto de 2017 – a **oferta de planos sem a presença de fatores moderadores tem diminuído progressivamente**. Essa tendência reflete a busca constante por produtos mais competitivos. Um exemplo pode ser observado no gráfico publicado pelo *Estadão* em abril de 2018, que mostra a evolução da presença de fatores moderadores entre 2007 e 2017, conforme **Quadro 2**.

A REGULAMENTAÇÃO NO CONTEXTO DOS FATORES MODERADORES

O mercado de Saúde Suplementar contém centenas de Resoluções Normativas e outras centenas de Resoluções de Diretoria Colegiada, contudo, quando o tema é Fator Moderador a regulamentação ainda é pouco abrangente.

Atualmente existe apenas uma Resolução em vigência, a Resolução CONSU nº 08/1998, que define algumas regras para os fatores moderadores que aqui destacamos: coparticipação e franquia.

Apesar de algumas iniciativas da Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS) para incentivar a aplicação de fatores moderadores mais leves – como isenções na cobrança de coparticipação e franquia em

determinados atendimentos – até o momento não há uma Resolução Normativa específica e atual que regulamente de forma abrangente o tema.

O principal argumento em favor das mudanças é a adequação dos fatores moderadores, de modo que não representem uma barreira ao uso dos serviços. No entanto, segundo o Ministério da Saúde, por meio da Portaria GM nº 1.101/2002, estima-se a necessidade de três consultas médicas por pessoa ao ano. Já os dados divulgados pelo setor indicam uma média de cinco consultas médicas por pessoa ao ano, conforme pode ser verificado nas publicações¹ da própria ANS.

Uma vez que as operadoras estão comercializando produtos que superam as expectativas de atendimentos do Ministério da Saúde, por que aplicar uma nova regra que aumentará o preço dos planos para o consumidor final?

É importante destacar que, se algum consumidor procurar o tema “Coparticipação ou Franquia” no site da ANS encontrará textos da RN 433/18, já revogada.

O **Quadro 3** foi retirado diretamente do site da ANS, conforme o link anexo, ativo em 29 de outubro de 2017, quando extraímos a imagem.

Por que o site da Agência Nacional de Saúde Suplementar contém explicações, textos e exemplos baseados em regras que já foram revogadas, ao invés de conter apenas as regras vigentes?

¹ MONITORAMENTO ASSISTENCIAL GMOA/GGRAS/DIPRO/FICHAS TÉCNICAS DOS INDICADORES - Processamento dez/11, setor suplementar informada pelas operadoras no Sistema de Informações de Produtos – SIP.

COPARTICIPAÇÃO E FRANQUIA

ENTENDA O QUE MUDA COM AS NOVAS REGRAS

(RESOLUÇÃO CONSU Nº 08/1998)

(RESOLUÇÃO NORMATIVA Nº 433/2018)

ATÉ AGORA

COM A NOVA REGRA

Operadoras podiam cobrar do consumidor **qualquer percentual** pelos procedimentos realizados. Não havia a definição de um **limite de cobrança** por procedimento nem valor máximo (mês/ano)

Determina um **percentual máximo (40%)** a ser cobrado pelo procedimentos realizados e **impõe limites** para o valor total pago no mês e no ano pelo consumidor

Cobrança podia incidir sobre **qualquer procedimento** realizado pelos consumidores

Não pode haver cobrança de coparticipação e franquia em **mais de 250 procedimentos**, como exames preventivos e tratamentos de doenças crônicas, entre eles, tratamentos de câncer e hemodiálise

Permitia **cobrança diferenciada** por doença ou patologia e cobrança em casos de internações por evento realizado

Proíbe uso de coparticipação e franquia **diferenciado por doença ou patologia**

Apenas em caso de internação exigia a cobrança de valor monetário fixo e único

Estabelece valor monetário fixo e único para **atendimento em internação e pronto-socorro**

Não havia **regras claras nem transparência** para o consumidor

Operadoras devem disponibilizar ao consumidor o extrato de **utilização do plano** com os valores aplicados

Estabelece **regras claras**, suprindo lacunas da legislação, garantindo maior previsibilidade, clareza e segurança jurídica aos consumidores

[HTTPS://WWW.GOV.BR/ANS/PT-BR/ASSUNTOS/NOTICIAS/
BENEFICIARIO/FRANQUIA-E-COPARTICIPACAO](https://www.gov.br/ans/pt-br/assuntos/noticias/beneficiario/franquia-e-coparticipacao)

QUADRO 3

FONTE: WWW.GOV.BR

Ao que tudo indica, esse assunto ainda terá novos capítulos ou novas Consultas Públicas, talvez até Resoluções Normativas.

A resposta e o desfecho desse empolgante tema ficarão para uma próxima oportunidade.

Deixo aqui um fraterno abraço a todos os colegas e amigos que me acompanham nessa longa e satisfatória jornada da Saúde Suplementar. ☺



A IMPORTÂNCIA ESTRATÉGICA DO CORRETO PROVISIONAMENTO DO EXIGÍVEL CONTINGENCIAL NAS ENTIDADES FECHADAS DE PREVIDÊNCIA COMPLEMENTAR – PLANOS DE BENEFÍCIO DEFINIDO

contábil, mas um elemento central da governança corporativa e da gestão estratégica de riscos. Este artigo técnico visa aprofundar a análise sobre a criticidade do tema, discutir o arcabouço normativo, identificar falhas metodológicas recorrentes e propor uma abordagem técnica mais robusta para a sua precificação e gestão.

A NATUREZA DO RISCO CONTINGENCIAL EM PLANOS DE BENEFÍCIO DEFINIDO

Diferentemente dos planos de Contribuição Definida (CD), nos quais os riscos atuariais e financeiros recaem majoritariamente sobre os participantes, nos planos estruturados na modalidade BD, qualquer desvio em relação às hipóteses atuariais ou à materialização de perdas não previstas tem impacto no patrimônio coletivo. A solvência do plano depende diretamente da correta avaliação de todos os seus passivos, sejam eles consolidados ou potenciais.

As contingências, em sua maioria de natureza judicial, surgem de litígios que questionam, por exemplo, a incorporação ao benefício de verbas salariais auferidas via ação judicial, a

Divulgação



**YARA OLIVEIRA
SOUZA CARVALHO**
SÓCIA DA RUMO
ATUARIAL E
COORDENADORA
DE ASSISTÊNCIA
TÉCNICA E EXIGÍVEL
CONTINGENCIAL.
[in](#) YARA-CARVALHO

A gestão de Entidades Fechadas de Previdência Complementar (EFPC) que administram planos na modalidade de Benefício Definido (BD) é uma tarefa de complexa envergadura, centrada na garantia do equilíbrio atuarial e na perenidade dos compromissos de longo prazo. Dentro do vasto espectro de riscos – atuariais, de mercado, operacionais e legais – o exigível contingencial representa uma das áreas mais sensíveis e, não raro, subestimadas.

A adequada mensuração e o provisionamento dessas obrigações potenciais não constituem apenas um requisito de conformidade

aplicação de normas regulamentares vigentes em épocas distintas da concessão de aposentadoria, a aplicação de índices de reajuste ou os direitos não expressamente previstos no regulamento do plano. A materialização de uma perda contingencial de valor relevante, quando não devidamente provisionada, pode gerar um déficit técnico de surgimento abrupto, exigindo a implementação de onerosos planos de equacionamento que afetam patrocinadores, participantes e assistidos.

FUNDAMENTAÇÃO NORMATIVA E CONTÁBIL

O tratamento técnico do exigível contingencial é balizado, primordialmente, pelo Pronunciamento Técnico CPC 25, correlato à norma internacional IAS 37 – Provisões,

Passivos Contingentes e Ativos Contingentes. A norma estabelece critérios claros para o reconhecimento de uma provisão: deve existir uma obrigação presente (legal ou não formalizada), decorrente de evento passado, cuja liquidação deva exigir uma saída provável de recursos e cujo valor possa ser estimado com razoável segurança.

Quando a probabilidade de perda é classificada como *provável*, a constituição da provisão é mandatória. Se a perda é *possível*, a obrigação deve ser apenas divulgada em notas explicativas. Se *remota*, nenhuma ação é necessária. No âmbito da previdência complementar, a Superintendência Nacional de Previdência Complementar (PREVIC) reforça, por meio de suas instruções, a necessidade de as EFPC manterem controles internos e práticas de gestão

de riscos que levem em consideração a identificação e mensuração de todas as suas obrigações.

A assunção de responsabilidade pela patrocinadora sobre determinadas contingências, embora possa atuar como um mitigador, não exime a entidade de reconhecer o passivo em sua essência, seguindo o princípio da prevalência da realidade sobre a forma.

CRÍTICA ÀS PRÁTICAS CORRENTES: A LACUNA ENTRE O JURÍDICO E O ATUARIAL

Apesar da clareza normativa que rege o tratamento de contingências, observa-se na prática uma recorrente fragilidade metodológica na mensuração do exigível contingencial. Uma falha comum consiste em limitar a análise à classificação de probabilidade de perda fornecida pelo assessor jurídico, seguida pelo provisionamento simplista do “valor da causa” ou de uma estimativa do desembolso inicial. Esta abordagem ignora a natureza de trato sucessivo da obrigação que, uma vez materializada judicialmente, raramente se extingue em um pagamento único, convertendo-se em um fluxo de pagamentos futuros, seja pela majoração de benefícios existentes ou pela concessão de novos.

Essa deficiência metodológica é frequentemente alimentada por duas falhas organizacionais: uma comunicação insuficiente entre os departamentos jurídico e atuarial, que impede a correta tradução da natureza da sentença em seus efeitos atuariais; e uma cultura de curto prazo que, ao buscar minimizar o reconhecimento de passivos, posterga o impacto financeiro, gerando um falso senso de

estabilidade presente à custa de um risco futuro ampliado.

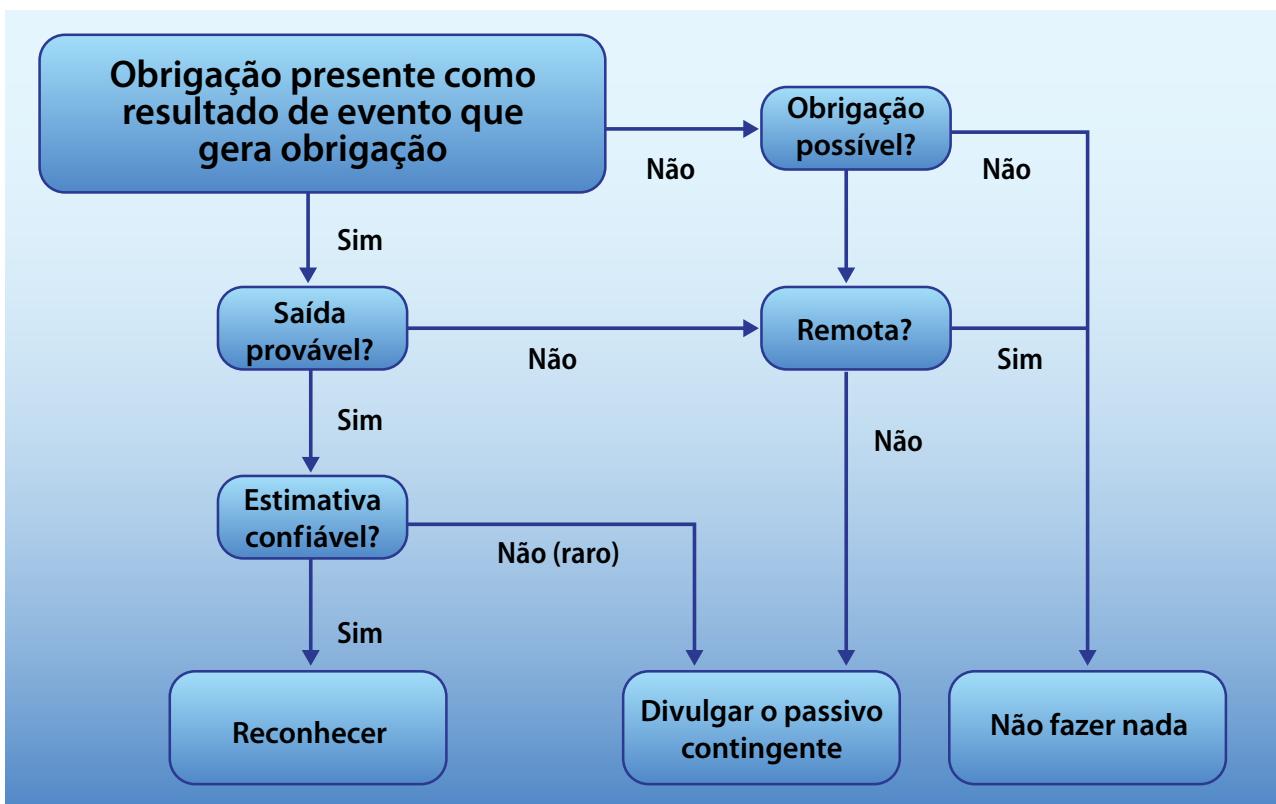
O resultado direto dessa prática é a subavaliação sistemática do passivo real, que mascara a verdadeira dimensão da contingência. O valor a ser provisionado não corresponde ao montante nominal pleiteado na ação, mas à soma de dois componentes distintos e cruciais: o impacto financeiro e o impacto econômico. O primeiro refere-se aos valores retroativos devidos, ou seja, às obrigações pretéritas acumuladas desde a origem do evento até a data de cálculo. O segundo, de importância ainda maior, representa o impacto econômico: o valor presente das obrigações futuras que se perpetuarão no tempo, exigindo a constituição ou o reforço de uma reserva matemática correspondente. Ao negligenciar esse segundo componente, a entidade não apenas distorce seus balanços com um “passivo oculto”, como compromete diretamente sua solvência e a capacidade de honrar seus compromissos de longo prazo.

PROPOSTA DE SOLUÇÕES: RUMO À GESTÃO INTEGRADA E ATUARIALMENTE CONSISTENTE

A superação dessas deficiências exige uma mudança de paradigma, movendo a gestão de contingências de uma atividade reativa para uma função estratégica e integrada. Propõe-se a adoção de um processo robusto em três pilares:

1. Diagnóstico Jurídico Qualificado:

O ponto de partida continua sendo a análise jurídica, que deve classificar





a probabilidade de perda (provável, possível ou remota) e detalhar a natureza da obrigação que seria gerada em caso de êxito da ação (exemplo: recálculo do benefício inicial, inclusão de verba na base de cálculo etc.).

2. Mensuração Atuarial Precisa:

Este processo deve ser iniciado imediatamente após a citação da entidade nos processos judiciais, com a elaboração de cálculos após uma análise minuciosa dos pedidos dos autores, caso a caso. Essa avaliação inicial, contudo, não pode ser estática. Exige um acompanhamento periódico das ações, com atenção especial às demandas estratégicas que possuem maior potencial de impacto financeiro ou de estabelecimento de precedentes.

O provisionamento deve ser um reflexo fiel do estágio processual. Portanto, é imperativo que o valor seja ajustado tão logo sejam proferidas decisões judiciais e/ou haja a homologação de cálculos no processo. Essa mensuração precisa do passivo deve ser bipartida para garantir sua completude:

– Primeiro, deve-se apurar o impacto financeiro, que corresponde ao provisionamento das parcelas pretéritas com a devida atualização monetária e juros de mora, em estrita conformidade com as decisões exequendas. A este valor deve ser somado o acréscimo mensal das diferenças de benefícios que se acumulam após o reconhecimento inicial da obrigação.

– Em segundo lugar, e de importância crucial para a sustentabilidade de longo prazo, deve-se mensurar o impacto econômico. Este se materializa na

apuração da Reserva Matemática correspondente, indispensável quando a decisão judicial repercutir em pagamento de renda continuada futura. Tal reserva, por sua natureza, precisa ser dinamicamente atualizada pelas premissas atuariais vigentes do plano.

Esta abordagem assegura que a provisão não seja apenas um número estático, mas um instrumento de gestão de risco vivo, que evolui com o processo judicial e reflete com precisão a verdadeira exposição econômica da entidade.

3. Governança e Transparência:

O processo deve ser formalizado, com responsabilidades claras para os órgãos de governança (Conselho Deliberativo e Fiscal). Os resultados, incluindo a metodologia de cálculo e os valores provisionados, devem ser reportados com transparência nas demonstrações contábeis, no Relatório Anual de Informações e no Parecer Atuarial, permitindo um controle social efetivo por parte dos participantes e da patrocinadora.

CONCLUSÃO

O correto provisionamento do exigível contingencial em planos de benefício definido transcende, em muito, a esfera de uma mera obrigação contábil. Trata-se de um pilar essencial da gestão de riscos, um exercício de prudência e uma demonstração de governança corporativa robusta. A falha em tratar adequadamente essas obrigações potenciais não é um erro abstrato; é uma ameaça concreta e direta à solvência do plano e à segurança financeira de seus participantes e assistidos.

Conforme demonstrado ao longo deste artigo, a transição de uma postura reativa para uma abordagem proativa e integrada é a chave para a mitigação eficaz desses riscos. A metodologia proposta abandona a visão estática do provisionamento e o transforma em um instrumento de gestão dinâmico. Isso se materializa na mensuração acurada tanto do impacto financeiro – referente às obrigações pretéritas devidamente corrigidas – quanto, e de forma crucial, do impacto econômico, que se reflete na constituição e atualização da reserva matemática para as obrigações futuras de trato sucessivo.

A implementação de um diagnóstico jurídico qualificado, iniciado no momento da citação e continuamente realimentado pelas fases do processo, aliado a uma rigorosa disciplina atuarial, confere previsibilidade, transparência e fortalece a governança corporativa. Ao adotar tal visão, a entidade deixa de ser refém da incerteza dos passivos judiciais e passa a gerenciá-los com a competência técnica e a visão estratégica que a sua sustentabilidade exige, convertendo uma fonte de vulnerabilidade em um exercício de controle e planejamento robusto.

Em última análise, provisionar corretamente o exigível contingencial é honrar a natureza fiduciária da atividade de previdência complementar. É garantir que a promessa de um futuro seguro, feita a cada participante que adere ao plano, seja construída sobre uma base financeira sólida, transparente e capaz de resistir não apenas às tempestades conhecidas, mas também às incertezas que se escondem no horizonte. ☉



adobestock.com

ONZE ANOS DE AUDITORIA ATUARIAL INDEPENDENTE: UM MARCO NA SUPERVISÃO PRUDENCIAL BRASILEIRA

Divulgação



EDER OLIVEIRA
SÓCIO DA ATUÁRIA
BRASIL – ASSESSORIA,
CONSULTORIA E
AUDITORIA ATUARIAL
[in](#) EDER-OLIVEIRA-
BAAB82150

Divulgação



PIETRO CAFASSO
DIRETOR DE SERVIÇOS
ATUARIAIS DA
DELOITTE BRASIL E
COORDENADOR DO
COMITÉ TÉCNICO DE
SEGUROS DO IBA
[in](#) PIETRO-CAFASSO-
8938BB3A

financeiras das empresas do mercado segurador brasileiro. Em 2025, este importante marco regulatório para a indústria de seguros completou onze anos, consolidando-se como um serviço essencial para que os operadores do setor atuem com mais segurança.

A auditoria atuarial oferece um respaldo técnico que contribui para a conformidade das práticas atuariais com os normativos vigentes, refletindo em maior transparência e confiabilidade nas Demonstrações Financeiras (DFs).

No contexto da auditoria atuarial, a Resolução CNSP nº432/21 é a norma vigente que estabelece as principais diretrizes para a prestação desse serviço. Essa resolução reforça a necessidade de uma avaliação técnica isenta e especializada sobre os elementos atuariais que impactam diretamente a solvência das supervisionadas. O escopo da auditoria atuarial abrange a análise das provisões técnicas, dos ativos redutores da necessidade de cobertura, dos ajustes estimados de salvados e resarcimentos, da qualidade dos dados utilizados, do limite de retenção, do capital mínimo requerido e dos indicadores de solvência regulatória – incluindo os ajustes associados à variação

Em 16 de junho de 2014, por meio da Resolução CNSP nº 311/14, o Conselho Nacional de Seguros Privados estabeleceu os serviços de auditoria atuarial independente para as sociedades seguradoras, entidades abertas de previdência complementar, sociedades de capitalização e resseguradores locais – segmentos supervisionados pela Superintendência de Seguros Privados (Susep). Assim, o exercício encerrado em 31 de dezembro de 2014 marcou a primeira vez em que foi emitida a opinião de um auditor atuarial independente, apresentada em conjunto com as demonstrações

“

O TAP, em particular, exige do atuário independente uma imersão técnica profunda em um prazo geralmente exíguo – desafio que tem sido enfrentado com grande eficácia pelos profissionais da área.

”

econômica do patrimônio líquido ajustado (PLA). A auditoria atuarial também deve contemplar as operações de resseguro e retrocessão, bem como a avaliação do Teste de Adequação de Passivos (TAP), considerando as premissas adotadas, os métodos aplicados e os resultados obtidos para os grupos de contratos utilizados.

Nesse sentido, o Instituto Brasileiro de Atuária (IBA) tem desempenhado um papel fundamental no desenvolvimento e na consolidação da auditoria atuarial ao longo dos anos, por meio da publicação de documentos que estabelecem diretrizes e melhores práticas atuariais. O Comitê de Pronunciamentos Atuariais (CPA) do IBA é a instância responsável por deliberar sobre esses pronunciamentos, muitos dos quais estão diretamente relacionados ao escopo da auditoria atuarial. O CPA 002 – Auditoria Atuarial Independente, por exemplo, é o principal documento técnico que orienta os atuários independentes quanto à forma, ao conteúdo e à abrangência dos procedimentos, relatórios e pareceres emitidos. Este CPA estabelece procedimentos mínimos

para a condução da auditoria atuarial, incluindo testes de observância e substantivos, revisão analítica, avaliação de premissas, consistência de dados e conformidade com os princípios atuariais. Outro CPA relevante no processo de auditoria atuarial é o CPA 007 – Materialidade – Auditoria Atuarial Independente, que define diretrizes para a aplicação do conceito de materialidade na condução da auditoria atuarial independente.

Cada item do escopo da auditoria atuarial apresenta um nível distinto de detalhamento, exigindo maior ou menor esforço de aprofundamento. Cabe ao atuário independente avaliar os riscos presentes em cada uma das supervisionadas, e, a partir desta análise, elaborar seu plano de trabalho, definindo os procedimentos de auditoria a serem adotados. Esse planejamento deve considerar a abrangência da atuação, o prazo para disponibilização do parecer atuarial de publicação junto às DFs e, posteriormente, a entrega do relatório completo.

Desta forma, é essencial que o profissional estude com cautela, junto à companhia auditada, as políticas e os tipos de negócios praticados, os ramos ou planos de sua operação, a qualidade e abrangência dos sistemas de tecnologia da informação (TI), os processos de emissão de prêmios, as políticas de regulação de sinistros – incluindo a atuação sobre o estoque de processos judiciais – e, por fim, os níveis de liquidez e solvência regulatória. Esse conjunto de informações permitirá a elaboração de um planejamento minucioso, ágil e eficaz, capaz de atender plenamente às revisões dentro dos prazos estabelecidos.

A identificação e a mensuração dos principais focos de risco de cada companhia auditada são fatores essenciais no planejamento do atuário independente. Nesse contexto, destacam-se dois nichos de elevado nível de sensibilidade: os modelos de estimação das provisões judiciais – considerando os valores envolvidos e a subjetividade inerente às decisões dos tribunais – e o Teste de Adequação do Passivo (TAP), que demanda atenção especial em relação à quantidade de premissas e variáveis que envolvem cada modelo, à qualidade dos registros e aos impactos decorrentes dos ajustes associados à variação econômica do patrimônio líquido ajustado.

O TAP, em particular, exige do atuário independente uma imersão técnica profunda em um prazo geralmente exíguo, desafio que tem sido enfrentado com grande eficácia pelos profissionais da área.

A percepção da Susep e do mercado em relação a este contexto tem evoluído de forma significativa. A autarquia reconhece o papel estratégico da auditoria atuarial como instrumento de fiscalização e suporte à supervisão prudencial, destacando a importância da independência técnica e da qualidade dos trabalhos realizados. Em apresentações institucionais, a Susep tem enfatizado que o sucesso da auditoria atuarial depende da capacidade de agregar valor ao processo de supervisão, contribuindo para a identificação de riscos e para o aprimoramento das práticas atuariais das supervisionadas.

Do ponto de vista do mercado, embora ainda existam desafios relacionados à padronização dos relatórios e à clareza das conclusões,

estudos recentes indicam que os relatórios de auditoria atuarial são percebidos como fontes confiáveis de informação e suporte à tomada de decisão. Essa percepção se deve à abrangência e ao nível de detalhamento do escopo, bem como aos sinais trabalhados em relação a situação de solvência técnica e regulatória das supervisionadas.

A auditoria atuarial independente contribui para que as supervisionadas possuam maior governança e transparência em seus processos. Apesar de ser uma atividade consolidada no mercado segurador, possui desafios a serem explorados, como a escassez de profissionais com domínio técnico e regulatório, a complexidade dos modelos atuariais e a necessidade de alinhamento entre áreas técnicas, contábeis e de gestão de riscos. Além disso, exige das supervisionadas uma maturidade maior na organização dos dados e na documentação dos processos atuariais.

Por outro lado, as oportunidades são igualmente relevantes. A auditoria atuarial promove o fortalecimento da confiança dos *stakeholders*, melhora a qualidade das provisões técnicas e estimula a adoção de boas práticas de gestão. Ao revisar aspectos como capital mínimo requerido, adequação das provisões e operações de resseguro, contribui para a estabilidade do mercado e mitigação de riscos sistêmicos.

Mais do que uma obrigação regulatória, a auditoria atuarial se consolidou como um instrumento estratégico para a evolução do mercado segurador brasileiro, incentivando as supervisionadas a desenvolver uma cultura de controle, transparência e aprimoramento contínuo. ☰



CALCULANDO TAXAS DE CRESCIMENTO SALARIAL E DE BENEFÍCIOS POR MEIO DE CHAIN LADDER

Divulgação



MARCELO SOARES
COORDENADOR
DO CT DE
PREVIDÊNCIA PÚBLICA
DO IBA
CONSULTOR SÊNIOR
EM PREVIDÊNCIA E
SEGUROS PRIVADOS
ATUÁRIO RESPONSÁVEL
PELO RPPS DO ESTADO
DE MINAS GERAIS
MARCELOSOARES2004@GMAIL.COM

RESUMO

A estimativa de índices de crescimento de salários e benefícios pode ser realizada por diferentes métodos, como regressão linear ou análise retrospectiva de médias anuais. Tais abordagens, mesmo quando segmentadas por idade ou categoria, frequentemente não captam a dinâmica individual dos componentes da massa analisada.

Este artigo propõe uma adaptação do método Chain Ladder clássico¹,

utilizado no cálculo de provisões IBNR² para a estimativa de índices de crescimento, constituindo uma alternativa sensível às variações individuais e às mudanças estruturais na massa salarial.

A metodologia conjuga a análise retrospectiva de agregados anuais com Chain Ladder, buscando refletir a evolução interna das massas salariais. Essa abordagem pode ser útil para estimar índices relacionados à folha de pagamento, tais como: índice de crescimento real do salário, crescimento real de benefício ou, ainda, índice de crescimento vegetativo da folha para balizamento, na área pública, da Lei de Diretrizes Orçamentárias do Ente.

CONSIDERAÇÕES INICIAIS E, TALVEZ, UM PROBLEMA...

Alguns métodos de estimativa de crescimento podem não refletir

¹ Métodos mais robustos e complexos que evoluíram a partir do Chain Ladder clássico, tais como o método Bornhuetter-Fergusone combinados com os modelos de regressão linear generalizada, de séries temporais ou estocásticos.

² A sigla IBNR denota um conjunto de provisões que têm por objetivo provisionar responsabilidades ainda desconhecidas pelas operadoras de risco. São os exemplos mais comuns a IBNYR (Incurred But Not Yet Reported), a IBNER (Incurred But Not Enough Reported) e a RBNS (Reported But Not Settled).

a dinâmica interna da massa de indivíduos, especialmente em regimes próprios de previdência social – civil ou militar – devido às especificidades das carreiras e cargos públicos.

Considere duas massas salariais, F_{t-1} e F_t , referentes aos anos $t-1$ e t , com montante total M e número semelhante de pessoas. A razão F_t/F_{t-1} tenderá a 1,00, sugerindo estabilidade. Entretanto, entre $t-1$ e t podem ocorrer admissões, desligamentos e ganhos por progressão ou vantagens pessoais, resultando em folhas distintas, mas com médias anuais próximas.

Esse cenário, ainda que hipotético, parece ser a dinâmica real da massa salarial dos entes públicos e, em alguns casos, também das organizações privadas.

RELEMBRANDO BREVEMENTE CHAIN LADDER CLÁSSICO

As seguradoras, entidades de previdência e demais operadoras de risco devem manter provisões

adequadas para honrar seus compromissos. Contudo, ao final de um exercício, podem existir eventos já ocorridos, mas ainda não reportados ou insuficientemente provisionados, o que pode resultar no subdimensionamento das provisões e na violação do princípio da melhor estimativa de passivo.

Para mitigar tal risco, constituem-se provisões de IBNR³, estimadas por modelos matemáticos. Diversos métodos são empregados, destacando-se o *Chain Ladder Method* (CLM) – também conhecido como *Mechanical Smoothing Method* e, no Brasil, às vezes, como Método dos Triângulos de *Run-off*.

Sem aprofundar no cálculo da IBNR, passa-se a descrever brevemente o CLM, base conceitual do método proposto para os índices em foco. O CLM organiza os valores avisados ou pagos em uma matriz, com o Período de Ocorrência nas linhas e o Período de Desenvolvimento⁴ nas colunas, que

T01 – Tabela de Desenvolvimento de Eventos

Período de Ocorrência	Período de Desenvolvimento					
	0	1	2	3	...	n
P1	V1,0	V1,1	V1,2	V1,3	V1,...	V1,n
P2	V2,0	V2,1	V2,2	V3,2	V2,...	V2,n
P3	V3,0	V3,1	V3,2	V3,3	V3,...	V3,n
...

³ Como sugestão ver:

(1) COMPARISON OF INCURRED BUT NOT REPORTED (IBNR) METHODS. Society of Actuaries. Acessado em: 15/01/2010.

<https://www.soa.org/49387d/globalassets/assets/files/research/projects/research-ibnr-report-2009.pdf>

(2) BORNHUECKER R.L, FERGUSON R. E. The Actuary and IBNR. Acessado em 12/03/2001:
<https://www.casact.org/pubs/proceed72/72181.pdf>.

(3) BOUWELINCKX, T. GOOVAERTS M. J. KASS, R. Effective Actuarial Methods. Advances in Parallel Computing Insurance, Ed: North-Holland, 1990

⁴ O tipo de período da coluna indicará se o IBNR tem foco nos sinistros incorridos (a data de aviso) ou pagos.

T02 – Tabela de Valores Acumulados

Período de Ocorrência	0-1	1-2	2-3	3-4	...
P1	VA _{1,01}	VA _{1,12}	VA _{1,23}	VA _{1,34}	VA _{1,...}
P2	VA _{2,01}	VA _{2,12}	VA _{2,23}	VA _{2,34}	VA _{2,...}
P3	VA _{3,01}	VA _{3,12}	VA _{3,23}	VA _{3,34}	VA _{3,...}
...

representam a defasagem temporal entre o aviso/pagamento e o evento ocorrido, conforme a tabela T01.

A alocação dos valores em T01 segue um critério sistemático, conforme o Período de Ocorrência e o número de unidades de tempo do Período de Desenvolvimento. Assim, um evento ocorrido em P1 e reportado duas unidades após será registrado como V_{1,2}, na linha 1 e terceira coluna (considerando a contagem de colunas iniciada em zero).

Com os eventos tabulados, constrói-se a tabela T02, segundo:

$$\begin{aligned} VA_{1,01} &= V_{1,0} + V_{1,1} \\ VA_{1,12} &= VA_{1,01} + V_{1,2} \\ VA_{1,23} &= VA_{1,12} + V_{1,3} \end{aligned}$$

e assim sucessivamente

A Tabela T02 permite identificar a última estimativa conhecida ou o montante pago em cada Período de Desenvolvimento, além de calcular os fatores de desenvolvimento apresentados na Tabela T03, onde:

$$f1;10 = VA_{1,12} / VA_{1,01}$$

$$f1;12 = VA_{1,23} / VA_{1,12}$$

$$f1;23 = VA_{1,34} / VA_{1,23}$$

e assim sucessivamente

Até esse ponto, o procedimento adotado para a provisão de IBNR e o proposto para o índice de crescimento são análogos.

UTILIZANDO CLM PARA ESTIMAR CRESCIMENTO

No cálculo das IBNRs, busca-se estimar o valor final de um evento ainda não totalmente desenvolvido e seus fatores de desenvolvimento. Já nos índices de crescimento (IC), o objetivo é capturar a variação ao longo do tempo, refletindo a dinâmica dos fluxos salariais.

Para o cálculo do IC com a metodologia proposta, deve-se proceder, *mutatis mutandis*, conforme as etapas:

- Tratar como “sinistro” o salário de interesse (salário, provento ou benefício de pensão);
- Utilizar como “período de ocorrência” um identificador único do segurado

T03 – Tabela de Fatores de Desenvolvimento

Período de Ocorrência	0-1	1-2	2-3	3-4	...
P1	f1;10	f1;12	f1;23	f1;34	..
P2	f2;10	f2;12	f2;23	f2;34	..
P3	f3;10	f3;12	f3;23	f3;34	..
...

T04 – Tabela de Salários de Interesse

CPF	Período de Desenvolvimento				
	Dez/x1	Dez/x2	Dez/x3	Dez/x4	Dez/x5
C001	1000	1050	1200	1300	
C002	1000	2000	3000	4000	5000
C003	1100	1200			
C004	1300	1400	1450	1600	1700
C005				1000	1200
TOTAL	4400	5650	5650	7900	7900

(CPF ou matrícula), exclusivo dentro do grupo considerado (ativos, aposentados ou pensionistas) e, quando pertinente, dentro da segmentação adotada (sexo, poder, categoria profissional etc.);

- Nas colunas do período de desenvolvimento, utilizar meses ou anos correspondentes às massas salariais, uniformemente espaçados no tempo, recomendando-se a periodicidade anual para que o IC resultante também seja anual;
- Dispor os salários diretamente em tabela análoga à Tabela T02, pois a sequência salarial já representa uma série acumulada – o salário

do período t inclui o acréscimo/decréscimo (reajuste ou mudança de cargo) ocorrido entre t-1 e t.

A metodologia fundamenta-se na analogia entre a evolução dos salários e a de sinistros, ambos sujeitos a variações periódicas. No caso dos salários, essas variações resultam de reajustes, progressões, mudanças de cargo ou desligamentos.

A tabela T04 e as seguintes exemplificam o método, já com os salários alocados.

No exemplo, o mês de dezembro de cada ano foi adotado como referência para o período de desenvolvimento.

T05 – Tabela de Fatores Acumulados

CPF	Período de Desenvolvimento			
	x1-x2	x2-x3	x3-x4	x4-x5
C001	1,0500	1,1429	1,0833	
C002	2,0000	1,5000	1,3333	1,2500
C003	1,0909			
C004	1,0769	1,0357	1,1034	1,0625
C005			1,0000	1,2000
Média Aritmética	1,3045	1,2262	1,1733	1,1708
Média Geométrica	1,2533	1,2109	1,1236	1,1681
Fator Acumulado	1,9919	1,5893	1,3125	1,1681
Inflação Acumulada	1,7812			
IC Acumulado Real	11,83 %			
IC Médio (%)	2,8345%			

Os valores representam o salário mensal de cada CPF em dezembro, sem o 13º. A Tabela T04 corresponde, assim, à Tabela T02 do CLM clássico.

A partir da Tabela T04, elabora-se a T05 de fatores acumulados, obtidos pela razão entre o salário do ano t e o do ano t-1, linha a linha. Caso o salário exista apenas em t (entrada na massa), o fator t-1,t deve assumir 1,00.

Exemplo (CPF001): fator x2-x3 = 1200/1050 = 1,1429.

Em seguida, calcula-se a média geométrica dos fatores por coluna. Recomenda-se o uso da forma exponencial da média geométrica, a seguir, de forma a evitar limitações computacionais em grandes amostras:

$$MG = e^{[n^{-1} \sum_{i=1}^n \ln(x_i)]}$$

Os fatores médios são acumulados da direita para a esquerda, obtendo-se o crescimento nominal do período (ex.: 1,9919). Em seguida, o crescimento é comparado à inflação acumulada no intervalo correspondente. Observe que o reajuste de um ano t reflete a inflação de t-1 ou de períodos anteriores – assim, para salários em t-2, t-1 e t, utiliza-se a inflação de t-3, t-2 e t-1.

A diferença entre o crescimento nominal (1,9919) e a inflação acumulada representa o Índice de Crescimento (IC) real acumulado. No exemplo, com uma inflação acumulada de 78,12% (de x0 a x4), o fator real acumulado é 1,1183, o que conduz a um IC real acumulado de 11,83% (de x1 a x5).

O índice médio anual de crescimento salarial é a média geométrica do fator

Por ser retrospectiva, parte do pressuposto de que o comportamento passado se repetirá no futuro – hipótese comum a métodos similares, mas que exige atenção.

“ ”

1,1183. No exemplo, IC Médio = 1,1183^(1/4) – 1 = 2,8345%.

Tal como no cálculo das IBNRs, recomenda-se identificar e tratar *outliers* no rol de fatores. A elaboração de uma tabela com mínimos e máximos por coluna auxilia na detecção de anomalias. Em geral, fatores individuais fora do intervalo $0,9 \leq \text{fator} \leq 2,2$ indicam inconsistências nas bases salariais.

A metodologia, embora simples, tende a gerar resultados robustos e captar a dinâmica individual da massa salarial. Porém, é sensível a inconsistências e a séries históricas curtas. Dessa forma, recomenda-se, empiricamente, o uso de pelo menos oito períodos.

Por ser retrospectiva, parte do pressuposto de que o comportamento passado se repetirá no futuro – hipótese comum a métodos similares, mas que exige atenção. Por sua simplicidade de implementação, inclusive em planilhas eletrônicas, permite recalcular rapidamente os índices a cada Avaliação Atuarial e corrigi-los sempre que necessário.

Caso tenha interesse na planilha que deu origem às tabelas, entre em contato. ☎



REPENSANDO O NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA NOS TESTES ESTATÍSTICOS APLICADOS ÀS TÁBUAS BIOMÉTRICAS:

Uma proposta para mitigação do Erro Tipo II na gestão do risco atuarial

é o Erro Tipo II: não rejeitar uma hipótese falsa, o que se traduz, aqui, em manter uma tábua inadequada, acreditando em sua aderência. Este artigo propõe a revisão do nível de significância aplicado nesses testes, com vistas a reduzir a probabilidade do Erro Tipo II e, consequentemente, aprimorar a gestão dos riscos atuariais, em especial, aqueles associados à longevidade.

INTRODUÇÃO

A matemática adotada para o dimensionamento do passivo atuarial de planos previdenciários precisa se fundamentar em premissas que busquem representar as expectativas futuras quanto às mais diferentes variáveis adotadas na modelagem técnica, dentre elas, as tábua biométricas.

Nesse sentido, para que se tenha segurança em relação à fidedignidade dos resultados, é essencial a adequação dessas premissas à população segurada dos planos de benefícios, como se estabelecem, por exemplo, os normativos aplicados às Entidades Fechadas de Previdência Complementar (EFPC) – atualmente



KAREN TRESSINO
SÓCIA-DIRETORA
DA LUMENS
ATUARIAL
in KAREN-
TRESSINO-83334497

Divulgação

RESUMO

Os testes estatísticos aplicados às tábua biométricas são instrumentos amplamente utilizados na avaliação da aderência das premissas atuariais adotadas na mensuração do passivo de longo prazo dos planos previdenciários. Contudo, a prática de adotar níveis de significância de até 5%, herdada das ciências sociais e da bioestatística, pode não ser adequada ao contexto atuarial. Isso porque, enquanto tais áreas buscam mitigar o Erro Tipo I (rejeitar uma hipótese verdadeira) na aplicação da técnica ao contexto da aderência de tábua biométricas, o risco a ser mitigado

a Resolução nº 30/2018 do Conselho Nacional de Previdência Complementar (CNPC) – e aos Regimes Próprios de Previdência Social (RPPS) – atualmente a Portaria MTP Nº 1.467, de 02 de junho de 2022.

A gestão dos riscos atuariais pressupõe o controle das incertezas associadas a essas hipóteses. Para tanto, consolidou-se no mercado o uso de testes estatísticos para avaliação da aderência de tábuas biométricas, geralmente adotando-se 5% como nível de significância – parâmetro amplamente aceito por tradição científica, mas raramente questionado quanto à sua adequação no contexto atuarial-previdenciário.

REFLEXÕES QUANTO AO TEMA

Os testes estatísticos são amplamente adotados em pesquisas das ciências sociais e da bioestatística. Para tanto, define-se uma hipótese nula (H_0) e uma hipótese alternativa (H_1).

Em síntese, adotadas as técnicas atinentes ao teste, rejeita-se H_0 quando são detectadas evidências estatísticas suficientes. Ao contrário, quando os resultados do teste não detectam evidências suficientes, demonstrando-se fora da região de rejeição, logo, dentro de um intervalo de confiança definido, H_0 não é rejeitada.

Ocorre que a região de rejeição está intimamente relacionada ao nível de significância previamente definido.

Realidade	Rejeitar H_0	Não Rejeitar H_0
H_0 Verdadeira	Erro Tipo I (Poder do Teste)	-
H_0 Falsa		Erro Tipo II

Então, devemos nos perguntar: qual o nível de significância adequado a ser utilizado em testes estatísticos aplicáveis às tábuas biométricas?

Para respondermos a essa pergunta, precisamos retomar o conceito dos tipos de erros possíveis em testes de hipóteses:

O **Erro Tipo I** reflete a probabilidade de rejeitar a Hipótese Nula quando não deveríamos rejeitá-la, sendo ela verdadeira. Uma espécie de falso negativo em nossa aplicação (estaríamos afirmando que a tábua não reflete a realidade, quando na verdade ela reflete).

Já o **Erro Tipo II** reflete a probabilidade de não rejeitarmos a Hipótese Nula quando ela deveria ser rejeitada. Uma espécie de falso positivo em nossa aplicação (estaríamos afirmando que a tábua é adequada, quando na verdade ela não é).

A probabilidade de se cometer o Erro Tipo I está associada ao nível de significância adotado para o teste. Assim, se definimos *a priori* um nível de significância do teste em 5%, estamos assumindo a probabilidade de 5% de rejeitarmos a Hipótese Nula, a partir dos dados obtidos, enquanto ela não deveria ser rejeitada.

A probabilidade do Erro Tipo II, por sua vez, é complementar ao *Poder do Teste*, que é a probabilidade de rejeitar a Hipótese Nula quando ela, de fato, é falsa. Ocorre que o Poder do Teste não é algo simples de se



apurar, pois depende da metodologia do teste estatístico, do tamanho da amostra (quanto maior a amostra, maior o Poder do Teste), da variância dos dados (quanto menor a variância, maior o Poder do Teste) e, também, do nível de significância (quanto maior a significância adotada, maior o Poder do Teste).

Então, até mesmo intuitivamente, é possível inferir que quanto maior o nível de significância, maiores são as chances de se cometer o Erro Tipo I. Da mesma forma, ao elevar o nível de significância, eleva-se também o Poder do Teste e, em consequência, é reduzida a chance de se cometer o Erro Tipo II.

Assim, uma coisa ou outra: se aumentamos a chance de cometer um erro, diminuímos a chance de cometer o outro. **E eis que se chega à reflexão central deste artigo: qual erro eu mais gostaria de mitigar?**

Talvez, por termos herdado tais testes de hipóteses das ciências

sociais ou da bioestatística, a prática de mercado tem demonstrado a utilização do nível de significância de 5% como sendo um padrão. Há quem defenda ainda a utilização de um nível de significância igual ou menor que 5%. **A nítida intenção presente é a de mitigar o risco do Erro Tipo I.**

Mas trazemos aqui uma reflexão, aplicada à realidade dos testes estatísticos em tábuas biométricas utilizadas em Planos Previdenciários: **O que é pior, em nosso caso? Rejeitar uma tábua aderente (Erro Tipo I) ou não rejeitar uma tábua inadequada (Erro Tipo II)?**

Almeida e Vieira (2024), nesse contexto, destacam que **o pior erro a se cometer aqui seria o Erro Tipo II**. Isso nos levaria a precisar o passivo atuarial de um plano acreditando estar utilizando uma hipótese adequada, quando na verdade ela não é. Apenas não se conseguiu detectar as evidências pelo teste aplicado, haja vista o nível de significância utilizado.

O Erro Tipo I, que nos levaria a rejeitar uma tábua quando, na verdade, ela é adequada, nos traria qual impacto, em conclusão?

Substituí-la por outra cujos resultados demonstraram melhor ajuste estatístico. No fim, estaríamos até mesmo especificando o passivo com uma hipótese aderente e mais bem ajustada, estatisticamente.

Voltando ao Erro Tipo II, ele nos levaria à miopia de especificar o passivo acreditando em seus resultados, podendo, porém, nos frustrar com o futuro que está por vir.

Assim, na prática dos testes estatísticos aplicados às tábucas biométricas, aumentar o nível de significância – aumentando, assim, o Poder do Teste – pode nos levar a mitigar o risco de cometer o pior erro: **O de mal especificar o passivo (Erro Tipo II).**

Por isso, a defesa apresentada aqui, cujo objetivo é gerar reflexões em aplicações práticas no segmento previdenciário, é a de que elevar o nível de significância do teste estatístico aplicado às tábucas poderia colaborar na gestão do risco atuarial, reduzindo a probabilidade de adoção de uma premissa inadequada.

Apenas cabe uma ponderação: como mencionado, o *Poder do Teste* está intimamente relacionado, também, ao tamanho da amostra. Dessa forma, em muitos casos práticos, o número de expostos aos riscos de óbito ou de invalidez, bem como o histórico de eventos, já possibilita um rigor técnico do teste suficiente para mitigar o risco do Erro Tipo II, sem a necessidade de elevação do nível de significância,

cabendo ao atuário responsável pela elaboração do estudo essa avaliação, a partir da sua amostra.

CONCLUSÃO

A proposta aqui apresentada convida a comunidade atuarial a repensar paradigmas estatísticos herdados de outras ciências. Em vez de buscar a mitigação do risco do Erro Tipo I, deve-se considerar o impacto prático do Erro Tipo II sobre a solvência e o dimensionamento dos passivos atuariais dos planos previdenciários.

Observado o tamanho da amostra, elevar o nível de significância em testes de aderência de tábucas biométricas, quando necessário, não representa flexibilização técnica, mas, ao contrário, reflete um maior rigor metodológico na condução dos testes aplicados. Trata-se, portanto, de uma mudança de perspectiva, mantendo-se as ferramentas já adotadas. ☰

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, R. P; VIEIRA, F. S. D. **Fundamentos e práticas da gestão atuarial: conceitos e princípios aplicados à previdência.** 1. ed. São Paulo: Dialética, 2024.
- BRASIL. CONSELHO NACIONAL DE PREVIDÊNCIA COMPLEMENTAR. **Resolução CNPC Nº 30, de 10 de outubro de 2018.** Brasília, DF: CNPC, 2018a.
- BRASIL. MINISTÉRIO DO TRABALHO E PREVIDÊNCIA. **Portaria MTP Nº 1.467, de 02 de junho de 2022.** Brasília, DF: MTP, 2022.

Artigos Científicos

Os artigos científicos que integram esta edição foram os três melhores do IX Prêmio Ricardo Frischkak, promovido pelo IBA em 2025

Seguros de vida inteira e análise de persistência: uma abordagem com modelos de sobrevivência com fração de cura

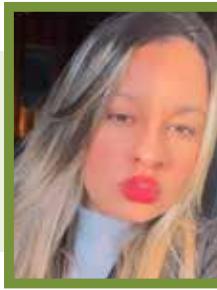
Yasmin Santana da Silva
Milena Doarte da Rocha

Proposta de Fundo Assistencial para Cobertura de Eventos Extremos em Operadoras de Planos de Saúde

Luanvir Luna da Silva

Modelos de especificação atuarial de letra de risco e seguro para catástrofe climática no Brasil

Beatriz Pimenta Nora

Yasmin
Santana da
SilvaMilena Doarte
da Rocha

SEGUROS DE VIDA INTEIRA E ANÁLISE DE PERSISTÊNCIA: UMA ABORDAGEM COM MODELOS DE SOBREVIVÊNCIA COM FRAÇÃO DE CURA

RESUMO

Este artigo tem como objetivo aplicar modelos de sobrevivência com fração de cura à análise da persistência de contratos de seguros de vida inteira. A metodologia baseia-se em modelos paramétricos sob abordagem Bayesiana, com estimação via amostragem de Monte Carlo Hamiltoniano (HMC) implementada utilizando Stan. Foram analisadas duas bases de dados: a primeira é uma base simulada, representando um cenário ideal com fração de cura bem definida, e a segunda é proveniente de apólices reais de seguros de vida inteira. Os modelos considerados incluem versões com e sem fração de cura, além de especificações com diferentes covariáveis associadas ao processo de cura. A avaliação é conduzida por meio de critérios de informação e análise das curvas ajustadas. Os resultados indicam que a incorporação da fração de cura melhora significativamente o ajuste, possibilitando identificar segmentos de segurados estruturalmente mais propensos à persistência contratual. O estudo evidencia o potencial dos modelos de fração de cura como ferramenta atuarial para compreender o comportamento de contratos de longo prazo, contribuindo para estratégias de especificação, provisões técnicas e retenção de clientes.

Palavras-Chave: Análise de Sobrevivência; Fração de Cura; Seguros de Vida Inteira; Inferência Bayesiana; Persistência.

1. INTRODUÇÃO

A análise de sobrevivência é uma ferramenta estatística amplamente utilizada para estudar o tempo até a ocorrência de um evento de interesse, como por exemplo, a morte, a falência ou a recuperação de uma doença. Embora tradicionalmente aplicada em contextos médicos e epidemiológicos, como discutido por Kleinbaum e Klein (2011) e Lawles (2022), essa metodologia também desempenha um papel fundamental nas ciências atuariais, conforme apresentado por Richards (2011).

No contexto atuarial, exemplos relevantes incluem o tempo até a entrada em invalidez, o tempo até a aposentadoria ou, ainda, o tempo até o cancelamento de uma apólice de seguro. Em particular, o tempo até o cancelamento de uma apólice

é uma variável de interesse central, pois influencia diretamente o cálculo de prêmios, a constituição de provisões técnicas, a mensuração da persistência e diversas outras métricas essenciais à gestão atuarial. É importante destacar, ainda, que é fundamental incluir no estudo de persistência tanto os indivíduos cujas apólices permanecem ativas quanto aqueles que deixaram o portfólio em decorrência de um sinistro, definidos como dados censurados na análise de sobrevivência. A presença de observações incompletas, nesse contexto, costuma ser significativamente elevada, frequentemente superior a 60%, em contraste com muitos estudos médicos.

Apesar da relevância do tema, a literatura atuarial ainda é limitada no que se refere ao estudo de curvas de persistência propriamente ditas. Em geral, a ênfase recai sobre análises pontuais de cancelamento e manutenção da apólice, sem um estudo aprofundado no que diz respeito à dinâmica temporal do comportamento dos segurados.

Partindo dos modelos tradicionais desenvolvidos no âmbito da análise de sobrevivência, conforme discutido por Colosimo e Giolo (2006) e Carvalho (2011), os modelos de mistura com fração de cura têm ganhado destaque por oferecerem uma estrutura mais flexível e realista para lidar com situações em que existe uma parcela da população que nunca experimentará o evento de interesse, mesmo após longos períodos de acompanhamento. Essa parcela é denominada fração de “cura”.

Sob a ótica atuarial, especialmente no contexto de seguros de vida inteira, a noção de “cura” adquire uma nova interpretação. Embora o segurado esteja coberto até o falecimento, conforme definido por Bowers et al. (1997), na prática é comum que o contrato seja encerrado antes disso, por meio do resgate da reserva constituída. Dessa forma, a fração de cura pode ser reinterpretada como representando o grupo de segurados que permanece com suas apólices ativas e não realiza o resgate ao longo de todo o período de observação.

A Figura 1 ilustra a importância em aplicar o modelo com fração de cura na análise de sobrevivência. A curva vermelha representa um modelo de sobrevivência tradicional, em que todos os indivíduos estão sujeitos ao evento e a probabilidade de sobrevivência tende a zero ao longo do tempo. Já a curva azul representa um modelo de sobrevivência que admite a existência de uma parcela “curada”, permanentemente imune ao risco. No contexto de seguros, isso pode corresponder a clientes fiéis que nunca cancelam a apólice. Esse efeito aparece como um platô na função de sobrevivência, que não decai a zero mesmo em prazos longos (Cruz, Fuentes e Padilla, 2022).

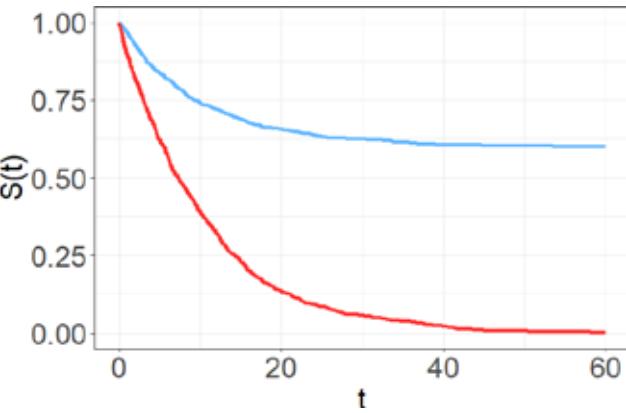


Figura 1: Ilustração da função de sobrevivência empírica usual (vermelho) e com fração de curados (azul). No eixo x está representado o tempo, enquanto no eixo y se encontra a probabilidade de sobrevivência. A notação, utilizada para denotar a função de sobrevivência, será formalmente definida no capítulo 2.

O interesse do estudo é explorar e aplicar modelos de análise de sobrevivência com fração de cura no contexto de seguros de vida inteira, a partir de uma perspectiva atuarial. Busca-se compreender como a introdução desse conceito pode aprimorar a modelagem da persistência contratual, facilitar a segmentação de grupos com diferentes níveis de risco e contribuir para uma gestão mais eficiente do portfólio.

Este artigo está organizado da seguinte forma: o Capítulo 2 apresenta os fundamentos da análise de sobrevivência, incluindo as funções de sobrevivência e de risco, além da discussão sobre dados censurados e dos principais estimadores não paramétricos. O Capítulo 3 aborda o modelo de mistura com fração de cura, detalhando sua estrutura e as funções que descrevem a proporção de indivíduos considerados curados. Nesse capítulo também é apresentada a análise paramétrica, com ênfase na abordagem Bayesiana para estimação dos parâmetros de interesse, bem como os critérios de seleção dos modelos. O Capítulo 4 descreve as bases de dados utilizadas, a análise exploratória, a modelagem e a comparação dos modelos ajustados, destacando as covariáveis mais relevantes. Por fim, o Capítulo 5 reúne as considerações finais.

2. LITERATURA RELACIONADA

A análise de sobrevivência, amplamente discutida por Kleinbaum e Klein (2011), busca modelar o tempo até a ocorrência de um evento de interesse, representado por uma variável aleatória contínua e não negativa. O estudo dessa variável baseia-se em três funções fundamentais. A primeira é a função de sobrevivência, definida por

$$S(t) = P(T > t) = 1 - F(t), \quad 0 < t < \infty, \quad (1)$$

em que $F_{(t)}$ é a função de distribuição acumulada. Essa função é não crescente, satisfazendo $S(0) = 1$, e, nos modelos tradicionais, tende a zero quando $t \rightarrow \infty$.

A segunda é a função densidade de probabilidade, $f_{(t)}$, a qual descreve a distribuição dos tempos de falha e atende as seguintes propriedades: $f(t) \geq 0 \forall t \geq 0$ e $\int_0^{\infty} f(t)dt = 1$.

E a terceira é a função de risco, expressa por

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T \leq t + \Delta t \mid T > t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)}, \quad 0 < t < \infty, \quad (2)$$

que mede a taxa instantânea de ocorrência do evento no tempo, condicionada à sobrevivência até esse instante.

Na prática, dados de sobrevivência frequentemente incluem censura, em especial à direita, situação em que o evento não é observado até o final do acompanhamento. Nesse caso, o tempo observado é definido como $t_i = \min(T_i, C_i)$, em que T_i é o tempo até o evento de interesse e C_i representa o tempo de censura, acompanhado de um indicador δ_i , que assume valor 1 se o evento ocorreu, e 0, caso contrário.

Um dos métodos mais utilizados nesse contexto é o estimador não paramétrico de Kaplan–Meier (Kaplan e Meier (1958)), que fornece uma estimativa empírica do comportamento da função de sobrevivência mesmo na presença de censura. Esse estimador é dado por

$$\widehat{S(t)} = \prod_{j \mid t_j \leq t} \left(1 - \frac{d_j}{n_j}\right), \quad (3)$$

em que t_j são os tempos distintos de falha, d_j é o número de eventos em t_j e n_j o número de indivíduos sob risco em t_j . Além do estimador mencionado anteriormente, será considerado também, como alternativa para estimar a função de risco no tempo t , o estimador baseado na proporção de falhas observadas nesse instante, definido como

$$\widehat{h(t)} = \frac{d_t}{n_t}, \quad (4)$$

em que d_t representa o número de falhas observadas no tempo t e n indica o número de indivíduos em risco imediatamente antes desse tempo.

3. METODOLOGIA

Os modelos de fração de cura, inicialmente propostos por Boag (1949) e Berkson e Gage (1952), partem da ideia de que nem todos os indivíduos da população estão sujeitos ao evento de interesse, diferentemente dos modelos tradicionais de sobrevivência, os quais assumem que todos os indivíduos serão submetidos ao evento de interesse em algum momento do tempo e, como resultado, podem subestimar o risco a longo prazo. Neste capítulo, são abordados os principais aspectos teóricos desses modelos, incluindo a estrutura e a formulação das funções de sobrevivência, risco e densidade de probabilidade adaptadas à presença de indivíduos curados.

3.1. ESTRUTURA DO MODELO DE MISTURA COM FRAÇÃO DE CURA

A população é, portanto, representada como uma mistura de dois grupos: suscetíveis, que podem vir a apresentar o evento, e curados, que são estruturalmente imunes. Seja U_i uma variável latente, associada a cada indivíduo, que indica sua suscetibilidade ao evento:

$$U_i = \begin{cases} 1, & \text{se o indivíduo é suscetível} \\ 0, & \text{se o indivíduo é imune.} \end{cases}$$

Como se trata de uma variável latente, o valor de U_i não é conhecido diretamente. Apenas quando o evento é observado durante o período de estudo ($\delta_i = 1$) pode-se afirmar com certeza que $U_i = 1$, ou seja, que o indivíduo pertence ao grupo dos suscetíveis.

Por outro lado, nos casos censurados ($\delta_i = 0$) não é possível distinguir se o indivíduo é suscetível ou curado, uma vez que a ausência do evento pode ser decorrente tanto da censura quanto da “cura”. Essa incerteza é incorporada

ao modelo por meio da abordagem de mistura, permitindo estimar a probabilidade de cura com base nas covariáveis observadas.

A partir dessa estrutura, a função de sobrevivência populacional pode então ser expressa como

$$S_{total}(t) = P(U = 0)P(T > t | U = 0) + P(U = 1)P(T > t | U = 1) \quad (5)$$

$$= p + (1 - p)S(t),$$

em que $p \in [0,1]$ representa a fração de curados e $S(t)$ representa a função de sobrevivência dos suscetíveis, ou seja, a função de sobrevivência usual.

Nota-se que, diferentemente do modelo usual de sobrevivência, o modelo com fração de cura permite que uma parcela da população nunca experimente o evento de interesse. Essa característica é refletida pelo limite não nulo da função de sobrevivência total o que representa uma das principais diferenças em relação aos modelos tradicionais.

A função densidade de probabilidade para a população é dada por

$$f_{total}(t) = -\frac{d}{dt}S_{total}(t) = -\frac{d}{dt}(p + (1 - p)S(t)) = (1 - p)f(t), \quad (6)$$

em que $f(t)$ representa a função densidade de probabilidade para os suscetíveis, p representa a fração de curados e $\frac{d}{dt}$ denota a derivada da função em relação ao tempo

A função de densidade de probabilidade total resulta da ponderação da densidade dos indivíduos suscetíveis pela proporção de indivíduos não curados na população. Dessa forma, a escolha da função densidade de probabilidade para os suscetíveis exerce influência direta sobre o comportamento da função de densidade de probabilidade da população como um todo.

E, nesse mesmo contexto, partindo da equação (2), a função de risco reflete a combinação ponderada do comportamento de curados e suscetíveis, sendo definida como

$$h_{total}(t) = \frac{(1 - p)f(t)}{p + (1 - p)S(t)}, \quad (7)$$

em que $f(t)$ representa a função densidade de probabilidade para os suscetíveis, $S(t)$ é a função de sobrevivência para os suscetíveis e p é a proporção de indivíduos curados.

Diferente dos modelos tradicionais, onde o risco tende a aumentar ou estabilizar com o tempo, nos modelos com fração de cura o risco pode diminuir à medida que o tempo passa. Esse comportamento decorre do fato de que os mais vulneráveis tendem a experimentar o evento mais cedo e, ao longo do tempo, resta no grupo de risco uma proporção maior de curados e indivíduos mais resistentes, fazendo com que o risco reduza a longo prazo.

3.2. ANÁLISE PARAMÉTRICA

A análise paramétrica em sobrevivência considera que o tempo até o evento

segue uma distribuição de probabilidade definida por parâmetros desconhecidos, estimados a partir de dados completos ou censurados. A escolha da distribuição adequada, como é abordado em Colosimo e Giolo (2006), é crucial, pois afeta as estimativas de risco e sobrevivência.

Neste estudo, o foco é modelar o tempo até o resgate da reserva pelos segurados, permitindo compreender a persistência e os efeitos do cancelamento. Nesta seção, apresenta-se a formulação da função de verossimilhança para modelos tradicionais e com fração de cura, discute-se a abordagem Bayesiana para estimação dos parâmetros e introduzem-se os critérios principais para seleção e comparação de modelos, que orientarão a análise dos resultados nos capítulos seguintes.

3.2.1. FUNÇÃO DE VEROSSIMILHANÇA

Nos modelos de sobrevivência tradicionais, assume-se que todos os indivíduos são suscetíveis ao evento. Considerando uma amostra com n indivíduos, observa-se, para cada indivíduo $i = 1, 2, \dots, n$, o tempo $t_i = \min(T_i, C_i)$, em que T_i é o tempo até o evento e C_i o tempo de censura, além da variável indicadora de censura δ_i . Cada indivíduo está associado a um vetor de covariáveis x_i . Sob independência entre os indivíduos e entre T_i e C_i , a função de verossimilhança do modelo paramétrico com covariáveis é:

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n [f(t_i | x_i; \theta)]^{\delta_i} [S(t_i | x_i; \theta)]^{1-\delta_i}, \quad (8)$$

em que $f(t_i | x_i; \theta)$ é a função densidade condicional e $S(t_i | x_i; \theta)$ é a função de sobrevivência correspondente, com θ sendo o vetor de parâmetros da distribuição assumida.

Modelos com Fração de Cura

Nos modelos com fração de cura, assume-se que uma proporção da população é imune ao evento, enquanto a restante permanece suscetível. Introduz-se uma variável latente U_i , em que $U_i = 0$ denota um indivíduo curado e $U_i = 1$ um indivíduo suscetível. A probabilidade de cura pode depender de covariáveis específicas z_i e é modelada via função logística:

$$p(z_i) = \Pr(U_i = 0 | z_i) = \frac{1}{1 + \exp(-z_i^T \beta)}, \quad (9)$$

em que β representa o vetor de parâmetros da regressão da componente de cura. Os vetores x_i e z_i podem ser distintos, refletindo diferentes aspectos da análise de sobrevivência: x_i associa-se ao tempo até o resgate pelos suscetíveis, enquanto z_i influencia a probabilidade de pertencer à fração “curada”, que mantém a apólice até o fim da vida.

A contribuição individual para a função de verossimilhança depende do status de censura e da suscetibilidade:

$$L_i(\theta, \beta) = \begin{cases} p(z_i), & \text{se } U_i = 0 \text{ (imune)} \\ (1 - p(z_i))f(t_i | \theta), & \text{se } U_i = 1 \text{ e } \delta_i = 1 \text{ (suscetível e evento observado)} \\ (1 - p(z_i))S(t_i | \theta), & \text{se } U_i = 1 \text{ e } \delta_i = 0 \text{ (suscetível e censurado)} \end{cases}$$

Assim, a função de verossimilhança do modelo com fração de cura é:

$$L(\theta, \beta) = \prod_{i=1}^n L_i(\theta, \beta) \quad (10)$$

$$= \prod_{i=1}^n \left[p(z_i)^{(1-U_i)} (1-p(z_i))^{U_i} f(t_i | x_i; \theta)^{U_i \delta_i} S(t_i | x_i; \theta)^{U_i(1-\delta_i)} \right],$$

em que $f(t_i | x_i; \theta)$ e $S(t_i | x_i; \theta)$ representam, respectivamente, a função densidade e a função de sobrevivência dos suscetíveis e $p(z_i)$ é a probabilidade de cura do indivíduo i , conforme a equação (9). Assumindo que todos os indivíduos são suscetíveis ($U_i = 1$ para todo i), o modelo com fração de cura se reduz ao modelo tradicional.

3.2.2. DISTRIBUIÇÃO LOG-NORMAL

A distribuição Log-Normal, conforme discutida por Lawless (2022), foi adotada para modelar os tempos até o evento entre os indivíduos suscetíveis, por sua capacidade de representar adequadamente distribuições assimétricas à direita, uma característica comum em dados de sobrevivência. Esta distribuição é particularmente útil quando os logaritmos dos tempos de sobrevivência seguem uma distribuição Normal.

As funções densidade de probabilidade e de sobrevivência são definidas, nesse caso, respectivamente por:

$$f(t_i; \mu, \sigma^2) = \frac{1}{t_i \sigma \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(\ln t_i - \mu)^2}{2\sigma^2}\right), \quad t_i > 0, \mu \in \mathbb{R}, \sigma^2 > 0; \quad (11)$$

$$S(t_i; \mu, \sigma^2) = 1 - \Phi\left(\frac{\ln t_i - \mu}{\sigma}\right), \quad (12)$$

em que μ e σ são parâmetros de locação e escala, respectivamente, e $\Phi(\cdot)$ denota a função de distribuição normal padrão.

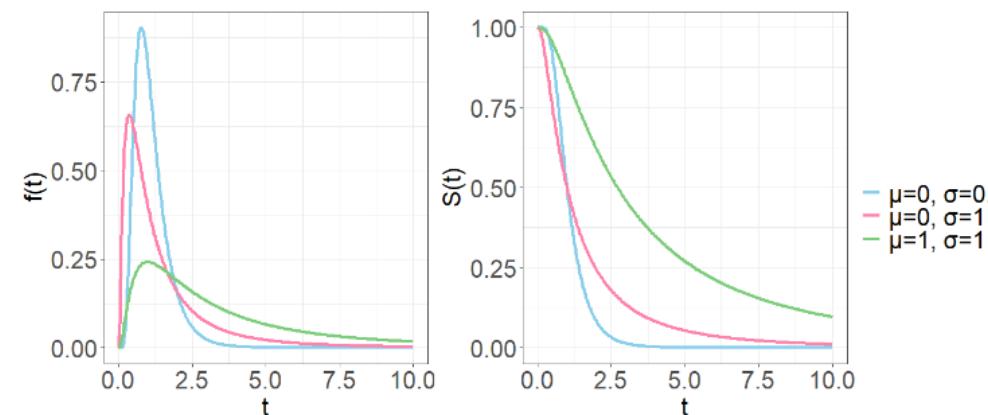


Figura 2: Gráfico das funções densidade de probabilidade (esquerda) e de sobrevivência (direita) variando os parâmetros de locação e escala.

3.2.3. ABORDAGEM BAYESIANA

Na abordagem Bayesiana, conforme discutido por Cruz, Fuentes e Padilla (2022), o interesse está em inferir a respeito da distribuição *a posteriori* dos parâmetros do modelo de sobrevivência com fração de cura, incorporando incertezas a partir de distribuições *a priori*.

Suponha que cada indivíduo i, \dots, n está associado a um vetor de covariáveis $z_i \in \mathbb{R}^q$ relacionado à fração de cura e a um vetor de covariáveis $x_i \in \mathbb{R}^p$ relacionado ao tempo de sobrevivência dos suscetíveis. A probabilidade de cura é modelada por meio de uma função logística, conforme apresentado na equação (9), sendo $\beta \in \mathbb{R}^p$ vetor de parâmetros da regressão.

Para os indivíduos suscetíveis, modela-se o logaritmo do tempo até o evento, $\gamma_i = \log(T_i)$, assumindo que $\gamma_i \sim \mathcal{N}(\mu_i, \sigma^2)$, onde a média μ_i é uma função das covariáveis e a variância σ^2 é constante. Essa abordagem implica que o tempo original T_i segue uma distribuição Log-Normal. A média do logaritmo do tempo é especificada como:

$$\mu_i = x_i^T \alpha, \quad (13)$$

em que $\alpha \in \mathbb{R}^p$ é o vetor de parâmetros associados à média do logaritmo dos tempos de sobrevivência.

Função de Verossimilhança Completa

A função de verossimilhança conjunta é dada por:

$$L(\beta, \alpha, \sigma^2, U) = \prod_{i=1}^n \left[p(z_i)^{(1-U_i)} (1-p(z_i))^{U_i} f(t_i | \mu_i; \sigma^2)^{U_i \delta_i} S(t_i | \mu_i, \sigma^2)^{U_i(1-\delta_i)} \right]. \quad (14)$$

Distribuições *a priori*

São assumidas distribuições, *a priori*, Gaussianas multivariadas para os vetores de parâmetros de regressão α e β . Para o parâmetro de variância σ^2 da distribuição Log-Normal, adota-se uma distribuição Inversa Gama.

A escolha de distribuições Gaussianas para os coeficientes de regressão é comum em contextos bayesianos, pois oferece uma estrutura flexível, matematicamente conveniente e permite fácil incorporação de informação sobre a média e (co)variância dos parâmetros.

$$\beta \sim \mathcal{N}_q(\beta_0, \Sigma_\beta) \Rightarrow \pi(\beta) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{q}{2}} |\Sigma_\beta|^{\frac{1}{2}}} \exp\left(-\frac{1}{2} (\beta - \beta_0)^T \Sigma_\beta^{-1} (\beta - \beta_0)\right); \quad (15)$$

$$\alpha \sim \mathcal{N}_p(\alpha_0, \Sigma_\alpha) \Rightarrow \pi(\alpha) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{p}{2}} |\Sigma_\alpha|^{\frac{1}{2}}} \exp\left(-\frac{1}{2} (\alpha - \alpha_0)^T \Sigma_\alpha^{-1} (\alpha - \alpha_0)\right), \quad (16)$$

em que β_0 e α_0 são vetores de médias e Σ_β e Σ_α são matrizes de covariância pré-definidas.

Para o parâmetro de variância σ^2 , *a priori* é dada por:

$$\sigma^2 \sim IG(a_\sigma, b_\sigma) \Rightarrow \pi(\sigma^2) = \frac{(b_\sigma)^{a_\sigma}}{\Gamma(a_\sigma)} (\sigma^2)^{-(a_\sigma+1)} \exp\left(-\frac{b_\sigma}{\sigma^2}\right), \quad (17)$$

em que a_σ e b_σ são os hiperparâmetros de forma e escala, respectivamente, pré-definidos.

Distribuição *a posteriori*

A distribuição *a posteriori*, assumindo independência entre os parâmetros, pode ser escrita de forma proporcional ao produto entre a verossimilhança e as distribuições *a priori*:

$$\pi(\beta, \alpha, \sigma^2, U | t, \delta) \propto L(\beta, \alpha, \sigma^2, U) \times \pi(\beta) \times \pi(\alpha) \times \pi(\sigma^2). \quad (18)$$

Substituindo as expressões correspondentes, obtém-se:

$$\begin{aligned} \pi(\beta, \alpha, \sigma^2, U | t, \delta) &\propto \prod_{i=1}^n \left[p(z_i)^{(1-\delta_i)} (1-p(z_i))^{U_i} f(t_i | x_i; \theta)^{U_i \delta_i} S(t_i | x_i; \theta)^{U_i(1-\delta_i)} \right] \quad (19) \\ &\times \exp\left(-\frac{1}{2}(\beta - \beta_0)^T \Sigma_\beta^{-1} (\beta - \beta_0)\right) \\ &\times \exp\left(-\frac{1}{2}(\alpha - \alpha_0)^T \Sigma_\alpha^{-1} (\alpha - \alpha_0)\right) \\ &\times (\sigma^2)^{-(a_\sigma+1)} \exp\left(-\frac{b_\sigma}{\sigma^2}\right), \end{aligned}$$

em que $t = (t_1, \dots, t_n)$ representa os tempos de sobrevivência observados e $\delta = (\delta_1, \dots, \delta_n)$ indica o status de censura.

Observa-se que a distribuição *a posteriori*, derivada na equação, não possui uma forma fechada, o que impossibilita a obtenção de uma solução analítica direta. Para contornar essa limitação, utiliza-se o método de amostragem Monte Carlo Hamiltoniano (HMC), uma técnica de MCMC detalhada em Brooks et al. (2011), que será implementado no *Stan*, conforme descrito em Gelman et al. (2013), para obter amostras representativas da distribuição *a posteriori* dos parâmetros, mesmo em cenários complexos.

3.2.4. CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DE MODELOS

Para comparar modelos, utilizam-se critérios de informação que equilibram a qualidade do ajuste e a complexidade da estrutura, penalizando modelos excessivamente parametrizados. Neste artigo, foram considerados dois critérios amplamente utilizados na literatura Bayesiana: o WAIC (Watanabe-Akaike Information Criterion; Watanable (2010)) e o LOO-CV (Leave-One-Out Cross-Validation; Stone (1974)).

O WAIC é um critério inteiramente bayesiano que considera a distribuição posterior completa. Sua formulação é dada por:

$$WAIC = -2(lppd - p_{WAIC}), \quad (20)$$

em que $lppd$ denota o logaritmo da média posterior preditiva e p_{WAIC} representa a penalização pela complexidade do modelo. Essa métrica é mais apropriada para modelos complexos ou com alta variabilidade nos parâmetros.

O LOO-CV é um método de validação cruzada que avalia a capacidade preditiva do modelo ao excluir uma observação por vez. É expresso por:

$$LOO-CV = -2 \sum_{i=1}^n \log(p(y_i | y_{-i})), \quad (21)$$

em que y_i é a i -ésima observação, y_{-i} representa o conjunto de dados com essa observação removida e $p(y_i | y_{-i})$ é a densidade preditiva condicional da observação excluída. Pode ser considerado uma alternativa robusta ao WAIC, especialmente útil quando há observações influentes ou distribuições posteriores complexas.

De forma geral, menores valores de WAIC ou LOO-CV indicam modelos com melhor desempenho preditivo e menor complexidade efetiva. Para os cálculos desses critérios, foi utilizado o pacote *loo* do R (Vehtari, Gelman e Gabry (2017)), que permite estimar essas métricas a partir de amostras da *posteriori* geradas via métodos bayesianos.

4. APlicações

Neste capítulo, são apresentados os resultados de duas aplicações do modelo de sobrevivência com fração de cura: um estudo simulado, desenvolvido com o objetivo de avaliar o comportamento do modelo proposto no capítulo 3 em um cenário controlado, e uma aplicação com dados reais de apólices de seguro de vida inteira.

No estudo simulado, o foco recai sobre a validação da metodologia, por meio da definição de um conjunto simplificado de covariáveis e da análise dos parâmetros estimados. Já na aplicação com dados reais, o processo analítico é mais detalhado: são descritas as variáveis de interesse, seguidas de uma análise exploratória, são apresentados os modelos ajustados, com suas especificações e métodos de estimação; por fim, os modelos são comparados com base em critérios de seleção definidos na subseção 3.2.4.

Todos os modelos implementados via *Stan* e as respectivas análises foram realizadas no software *R* e os códigos utilizados se encontram disponibilizados no GitHub¹.

4.1. ESTUDO SIMULADO

Neste estudo, foi construída uma base simulada com 5.000 indivíduos, representando um portfólio típico de seguros de vida no qual parte dos segurados é suscetível à ocorrência do evento de interesse (resgate) e outra parte é considerada “curada”. Os tempos até o evento, entre os suscetíveis, seguem uma distribuição Log-Normal, com censura à direita em aproximadamente 60% das observações, refletindo a elevada proporção de dados censurados, comum em aplicações atuariais, tal como descrito no capítulo 1.

1 Link para o repositório do GitHub: https://github.com/rfsvifc/fracao_cura

Duas covariáveis categóricas foram simuladas: categoria_cliente (Cliente A ou Cliente B), que influencia a fração de cura, e forma_cobrança (Dinheiro ou Cartão), que afeta apenas o tempo até o evento entre os suscetíveis. Os parâmetros foram definidos de modo a refletir padrões esperados de comportamento e são apresentados na Tabela 3 (Valor Real), correspondendo aos coeficientes utilizados na geração dos dados simulados.

A análise foi conduzida a partir de três modelagens distintas e a principal diferença entre elas está na forma como a fração de cura é tratada. Na Modelagem 1, utiliza-se um modelo tradicional de sobrevivência, que não contempla a possibilidade de indivíduos curados. Na Modelagem 2, introduz-se a fração de cura de forma homogênea, considerando apenas um intercepto, ou seja, todos os indivíduos possuem a mesma probabilidade de estarem curados. Por fim, na Modelagem 3, a fração de cura passa a ser modelada em função da covariável categoria_cliente, incorporando ao modelo o efeito dessa característica na chance de o indivíduo pertencer ao grupo de curados.

As curvas de sobrevivência e de risco para as Modelagens 1 a 3 são apresentadas nas Figuras 3 a 5. Os parâmetros estimados do modelo para cada uma dessas modelagens estão detalhados nas Tabelas 1 a 3.

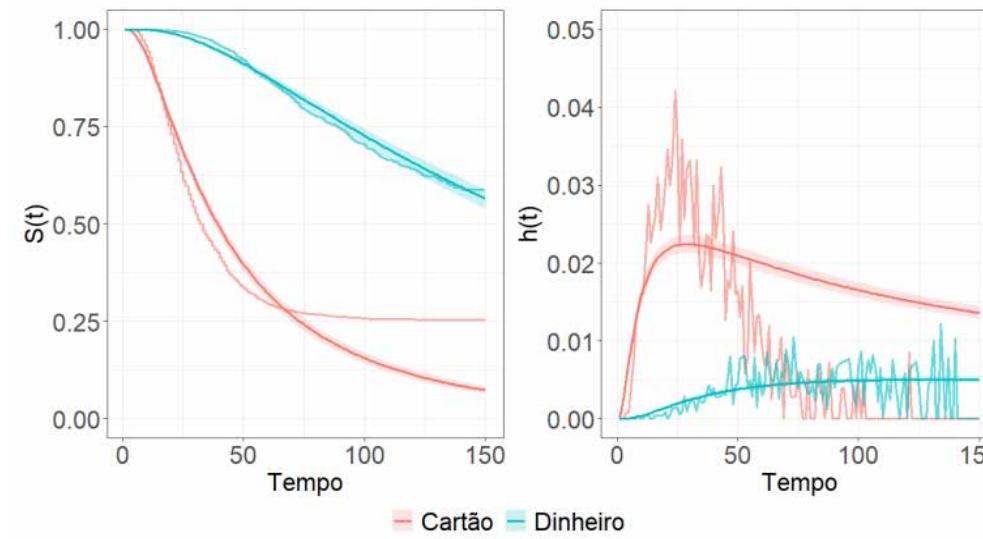


Figura 3: Modelagem 1 - Comparação das curvas de persistência (esquerda) e de risco (direita), mostrando a empírica em degraus (Kaplan-Meier) e a ajustada em linha contínua (média a posteriori), com seu intervalo de credibilidade de 95% (área sombreada).

Tabela 1: Modelagem 1 – Ajuste do modelo tradicional.

Coeficientes	Média	IC 95%
Intercepto (α_1)	3,67	(3,63 ; 3,71)
Dinheiro (α_2)	1,50	(1,43 ; 1,57)
σ	0,93	(0,90 ; 0,96)

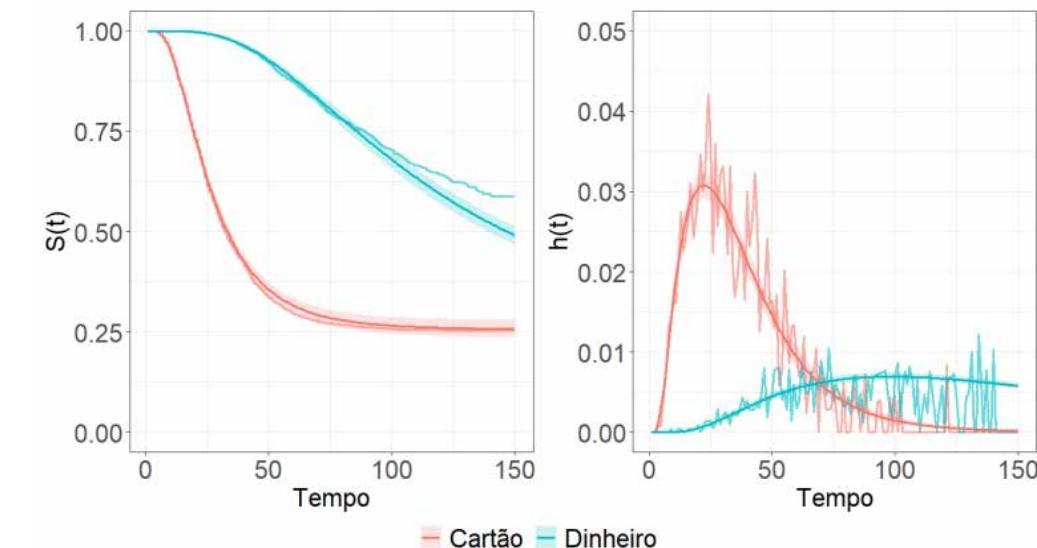


Figura 4: Modelagem 2 - Comparação das curvas de persistência (esquerda) e de risco (direita), mostrando a empírica em degraus (Kaplan-Meier) e a ajustada em linha contínua (média a posteriori), com seu intervalo de credibilidade de 95% (área sombreada).

Tabela 2: Modelagem 2 – Ajuste do modelo de fração de cura apenas com o intercepto.

Coeficientes	Média	IC 95%
Intercepto (α_1)	3,23	(3,19 ; 3,26)
Dinheiro (α_2)	1,49	(1,43 ; 1,54)
Intercepto (β_1)	-1,07	(-1,18 ; -0,95)
σ	0,62	(0,60 ; 0,64)
Grupo	Fração de Cura	IC 95%
Cartão	0,256	(0,235 ; 0,279)
Dinheiro	0,256	(0,235 ; 0,279)

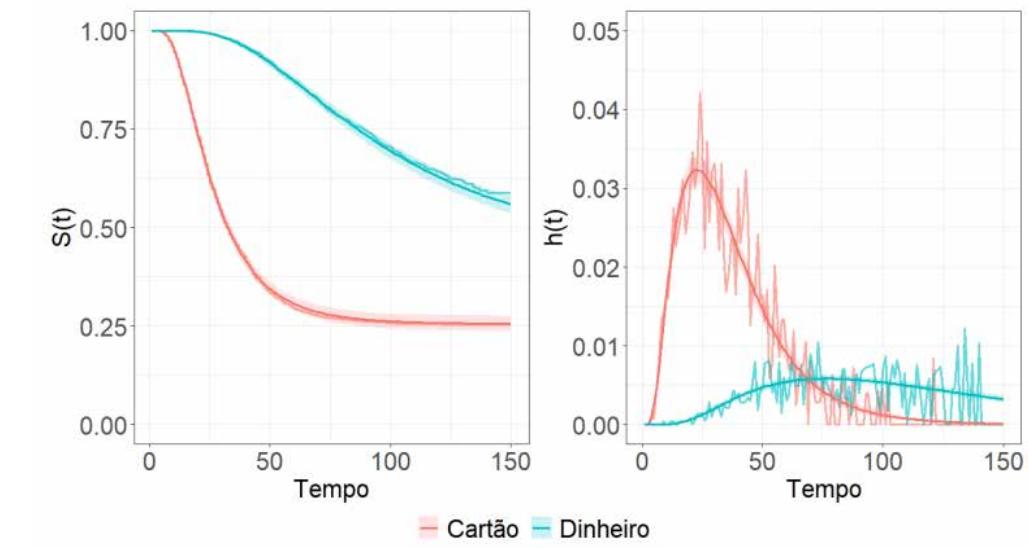


Figura 5: Modelagem 3 - Comparação das curvas de persistência (esquerda) e de risco (direita), mostrando a empírica em degraus (Kaplan-Meier) e a ajustada em linha contínua (média a posteriori), com seu intervalo de credibilidade de 95% (área sombreada).

Tabela 3: Modelagem 3 – Ajuste do modelo de fração de cura apenas com uma covariável.

Coeficientes	Valor Real	Média	IC 95%
Intercepto (α_1)	3,20	3,22	(3,19 ; 3,25)
Dinheiro (α_2)	1,30	1,32	(1,25 ; 1,38)
Intercepto (β_1)	-1,50	-1,40	(-1,54 ; -1,27)
Cliente B (β_2)	1,50	1,40	(1,21 ; 1,60)
σ	0,60	0,59	(0,57 ; 0,61)
Grupo	Fração de Cura	IC 95%	
Cartão	0,255	(0,236 ; 0,276)	
Dinheiro	0,442	(0,407 ; 0,475)	

Foram comparadas três modelagens: (1) sem fração de cura; (2) fração de cura apenas com o intercepto; (3) fração de cura dependente de categoria cliente. As Figuras 3–5 e Tabelas 1–3 mostram melhora progressiva do ajuste ao incorporar e estruturar a cura: na (1) os tempos são superestimados; na (2) há ganho substancial mesmo sem capturar heterogeneidade; na (3) recuperam-se os parâmetros usados na simulação e capta-se a diferença entre categorias. Os critérios WAIC e LOO-CV, apresentados na tabela 4, favorecem a Modelagem 3, indicando melhor ajuste e maior capacidade preditiva.

Tabela 4: Comparação do ajuste dos modelos considerando os critérios de informação WAIC e LOO-CV, respectivamente.

Modelagem	WAIC	LOO-CV
1	21.125,4	21.125,4
2	20.601,7	20.601,7
3	20.439,5	20.439,5

4.2. ANÁLISE REFERENTE A SEGUROS DE VIDA INTEIRA

Utilizou-se a base *uslapseagent* do pacote *CASdatasets* no R (Dutang, Charpentier e Gallic, 2024), composta por 29.317 apólices de seguro de vida inteira comercializadas por agentes entre 1995 e 2008. Cada registro reúne 14 variáveis que descrevem características do segurado, do contrato e do contexto econômico, permitindo aplicar modelos com fração de cura que consideram simultaneamente o tempo até o resgate da reserva e a proporção de indivíduos que nunca o realizam.

Entre as variáveis disponíveis, destacam-se atributos do segurado (gênero, idade de subscrição, local de residência), informações contratuais (cobertura adicional, frequência de pagamento) e fatores de risco (fumante/não fumante). A variável de interesse, *duration*, mede em trimestres o intervalo entre emissão e resgate, possibilitando identificar perfis com maior probabilidade de permanência vitalícia. O glossário completo das variáveis está na Tabela 5.

Tabela 5: Glossário das variáveis presentes na base de dados.

Variável	Descrição
issue.date	Data de emissão da apólice
duration	Duração do contrato em trimestres
acc.death.rider	Variável categórica que indica a presença de cobertura adicional por morte accidental
gender	Variável categórica que representa o gênero do segurado
premium.frequency	Variável categórica que representa a frequência de pagamento do prêmio
risk.state	Variável categórica que representa o estado de risco do segurado
underwriting.age	Variável categórica que representa a faixa etária na subscrição
living.place	Variável categórica que representa o local de residência do segurado
annual.premium	Valor do prêmio anual, padronizado
DJIA	Última variação trimestral observada do índice Dow Jones (padronizada)
termination.cause	Tipo de término da apólice
surrender	Indicador binário para resgate voluntário por parte do segurado
death	Indicador binário para falecimento do segurado
other	Indicador binário para outras causas de término, como fim contratual
allcause	Indicador binário que consolida todos os tipos de término

O estudo utiliza exclusivamente variáveis categóricas, tanto por razões metodológicas, ao capturar heterogeneidade entre grupos, quanto práticas, pela facilidade de interpretação dos resultados por perfis de segurados. Na análise exploratória, verificou-se que 62,14% das apólices permaneceram ativas até o fim do período (censura) e 37,86% tiveram suas reservas resgatadas. Observou-se também distribuição de gênero equilibrada, predominância de pagamentos infra anuais, maioria sem cobertura adicional por morte accidental, maior proporção de não fumantes, concentração fora das áreas costeiras e participação mais elevada de segurados jovens.

As funções de sobrevivência e de risco evidenciaram diferenças relevantes entre grupos de segurados, revelando maior persistência entre segurados com pagamento anual, menor permanência entre não fumantes e entre os mais jovens, enquanto os mais velhos tendem a manter o contrato ativo por mais tempo.

Na modelagem com fração de cura, *premium.frequency* e *underwriting.age* foram incluídas para explicar a probabilidade de pertencer ao grupo curado, refletindo características ligadas ao compromisso financeiro e ao perfil etário dos segurados. Já, as variáveis *risk.state* e *acc.death.rider* foram usadas para estimar o tempo até o resgate entre os suscetíveis, por influenciarem a permanência no contrato diante de perfis de risco e custos adicionais da apólice. Dessa forma, foram consideradas quatro tipos de modelagens, contemplando desde um modelo sem fração de cura até uma especificação que incorpora ambas as covariáveis associadas à fração de curados, permitindo avaliar o efeito incremental do detalhamento na modelagem.

As curvas de sobrevivência e de risco para as Modelagens 1 a 4 são apresentadas nas Figuras 6 a 9. Os parâmetros estimados do modelo para cada uma dessas modelagens estão detalhados nas Tabelas 6 a 9.

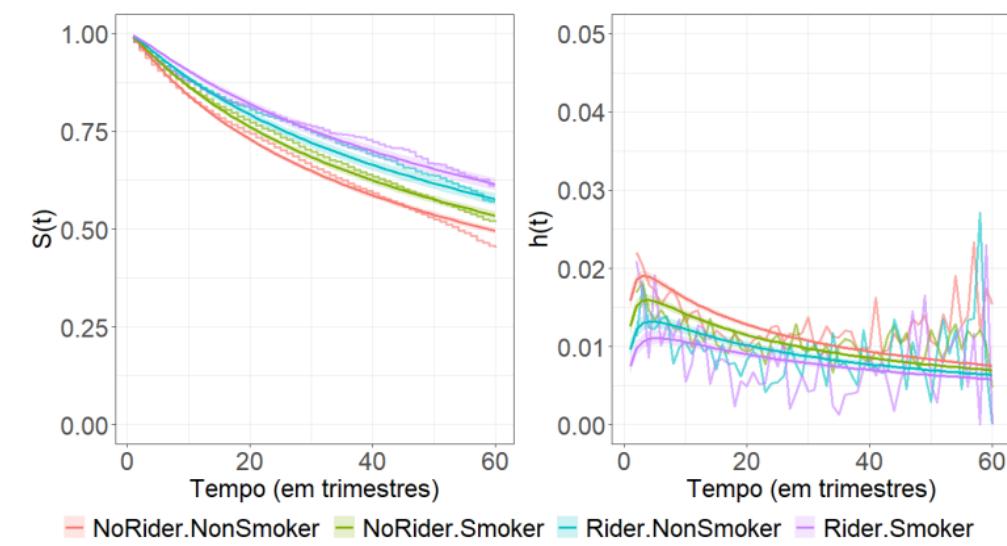


Figura 6: Modelagem 1 – Comparação das curvas de persistência (esquerda) e de risco (direita), mostrando a empírica em degraus (Kaplan-Meier) e a ajustada em linha contínua (média a posteriori), com seu intervalo de credibilidade de 95% (área sombreada).

Tabela 6: Modelagem 1 – Ajuste do modelo tradicional.

Coeficientes	Média	IC 95%
Intercepto (α_1)	4,08	(4,04 ; 4,11)
Rider (α_2)	0,36	(0,29 ; 0,43)
Smoker (α_3)	0,17	(0,13 ; 0,22)
σ	1,77	(1,74 ; 1,79)

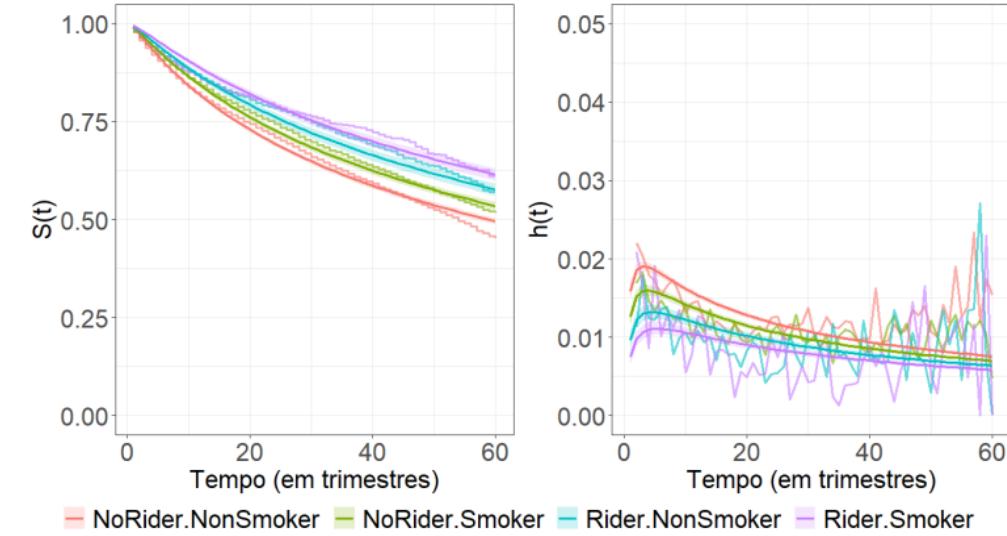


Figura 7: Modelagem 2 – Comparação das curvas de persistência (esquerda) e de risco (direita), mostrando a empírica em degraus (Kaplan-Meier) e a ajustada em linha contínua (média a posteriori), com seu intervalo de credibilidade de 95% (área sombreada).

Tabela 7: Modelagem 2 – Ajuste do modelo de fração de cura apenas com o intercepto.

Coeficientes	Média	IC 95%
Intercepto (α_1)	4,08	(4,04 ; 4,11)
Rider (α_2)	0,36	(0,29 ; 0,43)
Smoker (α_3)	0,17	(0,12 ; 0,23)
Intercepto (β_1)	-8,05	(-13,47 ; -4,88)
σ	1,77	(1,74 ; 1,79)
Grupo	Fração de Cura	IC 95%
NoRider.NonSmoker	0,001	(0,000 ; 0,008)
Rider.NonSmoker	0,001	(0,000 ; 0,008)
NoRider.Smoker	0,001	(0,000 ; 0,008)
Rider.Smoker	0,001	(0,000 ; 0,008)

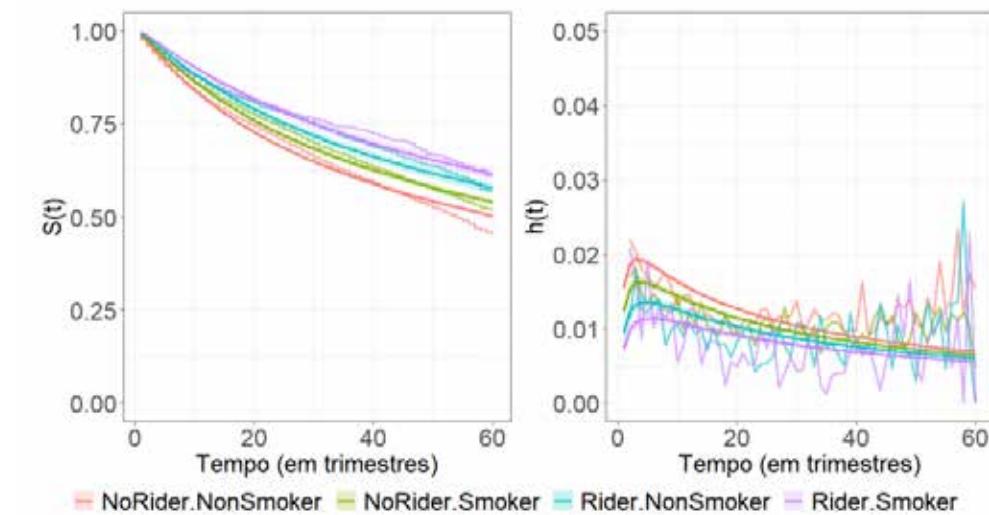


Figura 8: Modelagem 3 – Comparação das curvas de persistência (esquerda) e de risco (direita), mostrando a empírica em degraus (Kaplan-Meier) e a ajustada em linha contínua (média a posteriori), com seu intervalo de credibilidade de 95% (área sombreada).

Tabela 8: Modelagem 3 – Ajuste do modelo de fração de cura com uma covariável.

Coeficientes	Média	IC 95%
Intercepto (α_1)	3,87	(3,83 ; 3,91)
Rider (α_2)	0,35	(0,28 ; 0,42)
Smoker (α_3)	0,17	(0,11 ; 0,22)
Intercepto (β_1)	-6,77	(-9,80 ; -4,78)
Annual (β_2)	5,36	(3,40 ; 8,38)
Other (β_3)	6,22	(4,25 ; 9,21)
σ	1,69	(1,67 ; 1,72)
Grupo	Fração de Cura	IC 95%
NoRider.NonSmoker	0,102	(0,092 ; 0,112)
Rider.NonSmoker	0,103	(0,094 ; 0,113)
NoRider.Smoker	0,106	(0,096 ; 0,116)
Rider.Smoker	0,109	(0,099 ; 0,120)

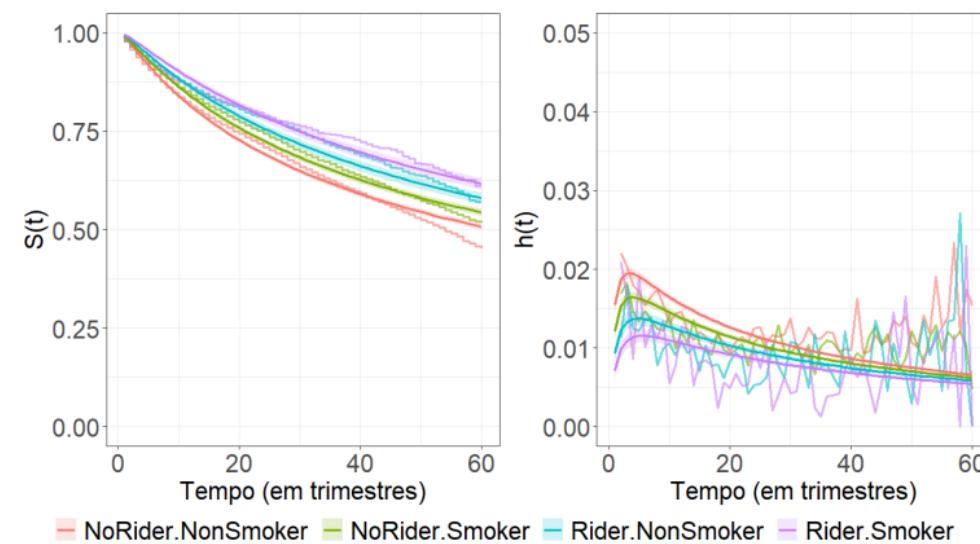


Figura 9: Modelagem 4 – Comparação das curvas de persistência (esquerda) e de risco (direita), mostrando a empírica em degraus (Kaplan-Meier) e a ajustada em linha contínua (média a posteriori), com seu intervalo de credibilidade de 95% (área sombreada).

Tabela 9: Modelagem 4 – Ajuste do modelo de fração de cura com duas covariáveis.

Coeficientes	Média	IC 95%
Intercepto (α_1)	3,77	(3,71 ; 3,83)
Rider (α_2)	0,35	(0,28 ; 0,42)
Smoker (α_3)	0,17	(0,12 ; 0,22)
Intercepto (β_1)	-2,86	(-3,43 ; -2,44)
Annual (β_2)	1,72	(1,35 ; 2,24)
Other (β_3)	2,47	(2,08 ; 3,00)
Middle (β_4)	-0,70	(-0,97 ; -0,45)
Old (β_5)	0,77	(0,55 ; 0,99)
σ	1,66	(1,63 ; 1,69)
Grupo	Fração de Cura	IC 95%
NoRider.NonSmoker	0,148	(0,125 ; 0,170)
Rider.NonSmoker	0,150	(0,127 ; 0,173)
NoRider.Smoker	0,151	(0,129 ; 0,174)
Rider.Smoker	0,156	(0,134 ; 0,179)

No estudo comparativo, observa-se uma evolução na complexidade e na capacidade de capturar tanto o tempo até o evento quanto a presença de indivíduos imunes ao resgate da reserva. Diferentemente do estudo simulado, a distinção entre os modelos não é sempre evidente nos gráficos, o que pode refletir a natureza dos dados ou a ausência de preditores fortes para a cura. Ainda assim, a inclusão progressiva da fração de cura e de covariáveis explicativas permite representar melhor a heterogeneidade da população segurada.

Na Modelagem 1, sem fração de cura, as variáveis *Rider* e *Smoker* apresentaram coeficientes positivos, indicando maior tempo esperado até o evento e, portanto, menor risco relativo. A Modelagem 2 acrescenta uma fração de cura constante, mas as estimativas permaneceram muito baixas (cerca de 0,1%), su-

gerindo ausência de evidência significativa de indivíduos curados quando não se consideram covariáveis.

A Modelagem 3 introduz a variável *premium.frequency* na fração de cura, revelando associações expressivas entre pagamentos anuais ou em outras modalidades e maior probabilidade de cura. As frações estimadas variaram em torno de 10%, evidenciando a importância de incluir características individuais nesse componente. Na Modelagem 4, ao acrescentar *underwriting.age*, verificou-se que segurados mais velhos apresentaram maior probabilidade de nunca resgatar a reserva, enquanto adultos tiveram efeito negativo nesse sentido. As frações de cura aumentaram para cerca de 15%, com diferenças claras entre perfis.

A Tabela 10 apresenta os valores dos critérios de informação WAIC e LOO-CV obtidos para cada uma das modelagens.

Tabela 10: Comparação do ajuste dos modelos considerando os critérios de informação WAIC e LOO-CV, respectivamente.

Modelagem	WAIC	LOO-CV
1	113.884,2	113.884,2
2	113.884,9	113.884,9
3	113.461,7	113.461,8
4	113.382,8	113.382,8

Por fim, a comparação pelos critérios WAIC e LOO-CV mostrou que as Modelagens 1 e 2 possuem desempenhos equivalentes, enquanto as Modelagens 3 e 4 apresentaram melhorias relevantes. A Modelagem 4, que considera simultaneamente frequência de pagamento e idade de subscrição, foi a que apresentou melhor ajuste e maior capacidade preditiva, reforçando o papel dessas variáveis na explicação da heterogeneidade da persistência.

5. CONCLUSÃO

Este estudo investigou a aplicabilidade de modelos de sobrevivência com fração de cura no contexto atuarial de seguros de vida, considerando a possibilidade de que parte dos segurados jamais resgate a reserva da apólice. Essa estrutura permite representar de forma mais realista produtos de longo prazo, diferenciando indivíduos suscetíveis e não suscetíveis ao evento.

Foram analisados dados reais e simulados, testando modelos sem fração de cura, com fração constante e com fração parametrizada por covariáveis. Nos dados reais, não foi possível identificar de forma clara o comportamento assintótico das curvas de sobrevivência; por isso, utilizou-se também uma base simulada, que permitiu validar a metodologia e verificar a recuperação dos parâmetros.

Os resultados mostraram que modelos que incorporam a fração de cura com covariáveis apresentam melhor ajuste e maior capacidade preditiva, de acordo com os critérios WAIC e LOO-CV. Além disso, a interpretação conjunta dos coeficientes associados ao tempo até o evento e à probabilidade de cura fornece informações relevantes para precificação, subscrição e avaliação de risco em carteiras de seguros de vida.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- KLEINBAUM, G. D.; KLEIN, M. *Survival Analysis: A Self-Learning Text*. [S.l.]: Springer, 2011.
- LAWLESS, F. J. *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*. [S.l.]: Wiley, 2022.
- RICHARDS, S. J. *Survival Models for Actuarial Work*. [S.l.], 2011.
- COLOSIMO, E.; GIOLO, S. *Análise de Sobrevida Aplicada*. [S.l.]: Blucher, 2006.
- CARVALHO, S. M. *Análise de Sobrevida: Teoria e aplicações em saúde*. [S.l.]: FIOCRUZ, 2011.
- BOWERS, N. L. et al. *Actuarial Mathematics*. 2. ed. [S.l.]: Society of Actuaries, 1997. 753 p. (The Society of Actuaries Textbook Series). ISBN 9780938959465.
- CRUZ, R. de la; FUENTES, C.; PADILLA, O. A Bayesian mixture cure rate model for estimating short-term and long-term recidivism. *Entropy*, v. 25, n. 1, p. 56, 2022.
- KAPLAN, E. L.; MEIER, P. Nonparametric estimation from incomplete observations. *Journal of the American Statistical Association*, v. 53, n. 282, p. 457–481, 1958.
- BOAG, J. W. Maximum likelihood estimates of the proportion of patients cured by cancer therapy. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, v. 11, n. 1, p. 15–44, 1949.
- BERKSON, J.; GAGE, R. P. Survival curve for cancer patients following treatment. *Journal of the American Statistical Association*, v. 47, n. 259, p. 501–515, 1952.
- BROOKS, S. et al. *Handbook of Markov Chain Monte Carlo*. [S.l.]: Chapman and Hall/CRC, 2011.
- GELMAN, A. et al. *Bayesian Data Analysis*. 3. ed. [S.l.]: Chapman and Hall/CRC, 2013. 675 p. (Chapman & Hall/CRC Texts in Statistical Science). ISBN 9781439840955.
- WATANABE, S. Asymptotic equivalence of bayes cross validation and widely applicable information criterion in singular learning theory. *Journal of Machine Learning Research*, v. 11, n. 116, p. 3571–3594, 2010.
- STONE, M. Cross-validatory choice and assessment of statistical predictions. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, v. 36, n. 2, p. 111–147, 1974.
- VEHTARI, A.; GELMAN, A.; GABRY, J. Practical Bayesian model evaluation using leave-one-out cross-validation and WAIC. *Statistics and Computing*, v. 27, n. 5, p. 1413–1432, 2017.
- DUTANG, C.; CHARPENTIER, A.; GALLIC, E. Insurance dataset. *Recherche Data Gouv*, 2024.

RESUMO

O mercado de saúde suplementar brasileiro exige que as operadoras de planos de saúde constituam garantias financeiras para mitigar o risco de insolvência. Contudo, a exposição a eventos de custo assistencial extremo, embora raros, representa um desafio significativo para a sustentabilidade do setor, que pode não ser totalmente coberto pelas reservas regulatórias mínimas exigidas. Neste contexto, o presente trabalho teve como objetivo principal propor e aplicar uma metodologia para a estimação de um fundo assistencial complementar, destinado à cobertura de eventos assistenciais extremos em operadoras de planos de saúde. A partir da aplicação da Teoria dos Valores Extremos (TVE), especificamente por meio de modelagem dos excessos com misturas de distribuições na abordagem Bayesiana, buscou-se estimar de forma consistente as probabilidades e valores associados a eventos de alto custo assistencial. Utilizando dados reais de duas operadoras com portes distintos, foram aplicados métodos estatísticos para estimar a magnitude do fundo necessário, considerando o número esperado de eventos nos próximos cinco anos. Os resultados demonstraram a adequação da metodologia proposta, que permite tratar eventos raros sem tratá-los como outliers, promovendo uma gestão de risco mais precisa e aderente ao perfil da operadora. A proposta pode complementar a regulação vigente e contribuir para a mitigação de riscos de insolvência no setor da saúde suplementar.

Palavras-chaves: Teoria dos Valores Extremos, Fundo Assistencial, Saúde Suplementar.

1. INTRODUÇÃO

O mercado de saúde suplementar no Brasil é regulado pela Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS), que exerce papel fundamental tanto na normatização quanto na fiscalização da adequação das operadoras de planos de saúde (OPS) às regras impostas, com foco na qualidade assistencial da prestação de serviço e a sustentabilidade financeira do mercado regulado (ANS, 2021).

Nesse sentido, um dos principais objetivos da Agência é mitigar o risco sistêmico do setor, ou seja, o risco de uma operadora de plano de saúde com atuação relevante entrar em colapso e, com isso, causar um problema de saúde pública



Luanvir Luna
da Silva

PROPOSTA DE FUNDO ASSISTENCIAL PARA COBERTURA DE EVENTOS EXTREMOS EM OPERADORAS DE PLANOS DE SAÚDE

em determinada região. Uma das medidas adotadas pela ANS para mitigar esse risco é a obrigatoriedade de constituição das garantias financeiras.

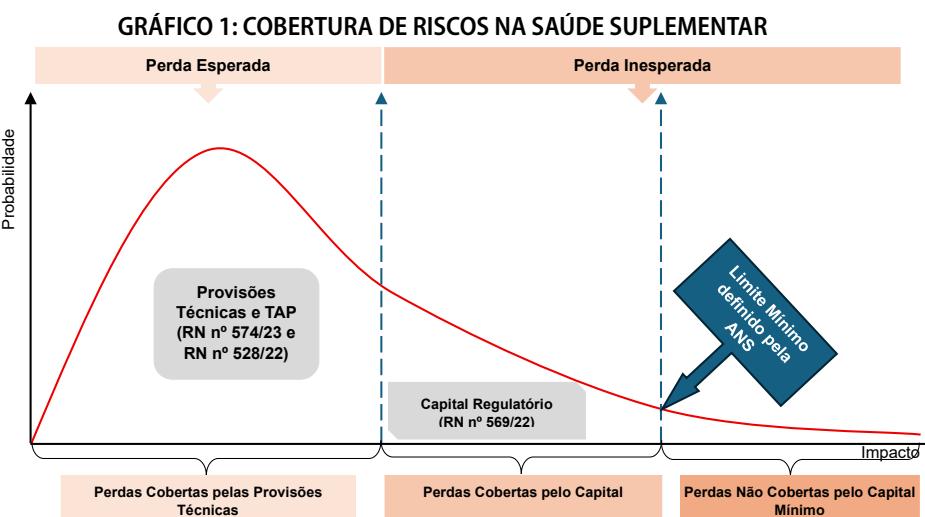
As garantias financeiras correspondem ao conjunto de reservas mínimas que as operadoras precisam constituir para fazer frente às suas obrigações futuras, bem como aos riscos inerentes à operação de planos de saúde, viabilizando a manutenção da assistência aos beneficiários no curto, médio e longo prazo, e minimizando o risco de insolvência (Ministério da Saúde, 2017).

Essas garantias estão organizadas em dois blocos principais: o primeiro, referente às provisões técnicas; o segundo, ao capital regulatório.

As provisões técnicas são obrigações financeiras registradas no passivo da OPS, com o objetivo de dimensionar responsabilidades futuras relacionadas a eventos já ocorridos ou de ocorrência iminente (Ministério da Saúde, 2017). Por meio da Resolução Normativa (RN) nº 574/2023, a ANS estabeleceu as provisões técnicas mínimas que devem ser constituídas por todas as operadoras. Complementarmente, a RN nº 521/2022 define as regras para constituição dos ativos garantidores dessas provisões, ou seja, os recursos financeiros específicos que devem cobrir essa exigência regulatória. Ainda, no caso das operadoras de grande porte, aquelas com mais de 100 mil vidas, também é obrigatória a realização anual do Teste de Adequação de Passivos (TAP), conforme previsto no Anexo I da RN nº 528/2022. Esse teste visa verificar se as provisões estão adequadamente constituídas.

O capital regulatório, por sua vez, conforme a RN nº 569/2022, representa o limite mínimo de patrimônio líquido ajustado que as operadoras devem observar continuamente para manter sua operação no mercado de saúde suplementar. Em síntese, o capital regulatório refere-se a uma reserva mínima adicional à cobertura das provisões técnicas, destinada a cobrir os riscos futuros a que uma OPS está sujeita, considerando os riscos inerentes ao negócio. A ANS estabeleceu um cálculo padrão para determinar esse montante, considerando cinco principais riscos: risco de subscrição, risco de crédito, risco operacional, risco legal e risco de mercado.

Dessa forma, ao definir as reservas mínimas obrigatórias, a ANS estabelece uma linha de corte prudencial, conforme ilustrado na imagem abaixo:



Fonte: Elaboração Própria a partir da adaptação do material disponível no link: <https://sites.ufpe.br/wp-content/uploads/sites/38/2020/06/IX-SIMPAT-Nazareno-Jr-2020.pdf>

Por isso, é altamente recomendável que as operadoras mantenham reservas em patamares superiores ao mínimo exigido, com o objetivo de evitar as sanções previstas na RN nº 523/2022. Essa resolução define os procedimentos de adequação econômico-financeira para as operadoras que não cumprem os critérios regulatórios, podendo incluir a assinatura de termo de compromisso e, em casos mais graves, a decretação de liquidação extrajudicial ou alienação da carteira de beneficiários.

Portanto, alinhadas a uma gestão prudencial e sustentável, as operadoras devem considerar a adoção de modelos próprios de constituição de fundos, com reservas superiores às mínimas regulatórias. Isso porque, caso ocorra um evento de impacto financeiro relevante que comprometa suas reservas, a operadora poderá enfrentar dificuldades para se recuperar, além de estar sujeita às penalidades da ANS. Com reservas próprias, é possível controlar melhor o risco de insolvência e adotar medidas internas de recuperação, sem intervenção direta do órgão regulador. Isso permite um plano de ajuste mais flexível e gradual, com menor impacto sobre as mensalidades dos beneficiários.

Sabe-se que um dos principais riscos envolvidos na operação de planos de saúde são os tratamentos de doenças que demandam alto custo financeiro. Esse eventos, de natureza muitas vezes imprevisível e assimétrica, costumam estar associados a condições clínicas graves, como neoplasias malignas, doenças raras, transplantes ou internações prolongadas em Unidade de Terapia Intensiva (UTI), e seu impacto pode ser desproporcional ao número de beneficiários, gerando forte concentração de despesa em poucos indivíduos. Essa característica representa um desafio particular para a sustentabilidade do setor.

Ademais, a própria evolução tecnológica, embora benéfica sob a ótica assistencial, tem ampliado o custo dos procedimentos cobertos, contribuindo para o aumento dos custos assistenciais associados aos tratamentos, uma vez que muitas dessas tecnologias são associadas ao dólar.

Tal risco pode apresentar maior magnitude dependendo do porte da OPS ou, ainda, de sua capacidade financeira para fazer frente a esses eventos. Operadoras de pequeno porte, aquelas com menos de 20 mil vidas, tendem a ter menor capacidade de retenção de eventos de alto custo, em razão da limitação para diluir o risco nas mensalidades arrecadadas. Por outro lado, operadoras de grande porte tendem a apresentar maior capacidade de diluição desses riscos.

É fundamental que, independentemente do porte da operadora, sejam estabelecidas reservas financeiras para cobrir eventos de alto custo. Caso a operadora possua patrimônio líquido ajustado apenas dentro do limite mínimo exigido, esses eventos podem comprometer sua solvência, especialmente se as mensalidades correntes não forem suficientes para arcar com os custos.

No mercado de saúde suplementar, existem dois tipos principais de planos: aqueles na modalidade de preço preestabelecido, cujo valor da mensalidade é definido antes da utilização dos serviços pelo beneficiário; e os de preço pós-estabelecido, nos quais a mensalidade é calculada com base na utilização do plano em determinado período. Os riscos envolvidos nessas modalidades são distintos: enquanto os planos de preço preestabelecido apresentam maior risco de subscrição (relativo à diferença entre a precificação

e o fluxo real de despesas), os planos de preço pós-estabelecido concentram maior risco de crédito (risco de inadimplência da contraparte).

Na modalidade de preço preestabelecido, a ANS define as regras para política de preços e reajuste das mensalidades por meio das RN nº 563/2022 e RN nº 565/2022. Essas normas estabelecem, entre outros pontos, a periodicidade de 12 meses para aplicação de reajustes. Isso significa que, caso as despesas assistenciais aumentem acima do previsto, a operadora deverá suportar o déficit com suas próprias reservas até que seja possível aplicar a correção tarifária.

Além disso, a ANS define os reajustes máximos aplicáveis a planos individuais e familiares, o que pode limitar significativamente os planos de adequação econômico-financeira de operadoras que ofertam esses produtos. Já para os planos coletivos, cujo contratante é pessoa jurídica, os reajustes são definidos contratualmente, respeitando-se as disposições da regulamentação vigente.

Ocorre que, na precificação de planos coletivos, são utilizados modelos atuariais/estatísticos para definição das mensalidades e, dependendo da metodologia adotada, eventos de alto custo podem ser expurgados da base de cálculo. Ainda que a probabilidade de ocorrência seja baixa, o impacto financeiro desses eventos pode ser expressivo.

Dessa forma, considerando que a principal fonte de receita dos planos de saúde é composta pelas contraprestações pecuniárias, a recomposição de um patrimônio social descapitalizado tende a ocorrer de forma gradual, principalmente em função das políticas de reajuste impostas pela regulação e das limitações estratégicas do próprio negócio.

Em face de todo o exposto, torna-se evidente que a manutenção de reservas acima do exigido pela regulação permite uma gestão mais robusta dos riscos, reduzindo o risco de insolvência e promovendo maior competitividade, especialmente para as operadoras com fins lucrativos. A adoção de uma abordagem de fundo voltada para a cobertura de eventos assistenciais de alto custo mostra-se, assim, uma métrica estratégica relevante para a formação de reservas adicionais, sobretudo para operadoras que atuam no modelo de preço preestabelecido.

2. OBJETIVO

A ocorrência de eventos raros e de grande impacto, como eventos em saúde de custo financeiro extremamente elevado, desafia os métodos estatísticos tradicionais, muitas vezes baseados em distribuições como a Normal ou a Gama. Esses modelos, embora amplamente utilizados, apresentam sérias limitações ao lidar com fenômenos que possuem caudas longas, ou seja, que envolvem valores extremos com baixa frequência, mas alto valor associado (Nascimento, 2012).

Nesse contexto, a Teoria dos Valores Extremos (TVE) surge como uma alternativa apropriada, pois fornece ferramentas para descrever o comportamento da cauda de uma distribuição e, assim, estimar a probabilidade de ocorrência de valores que excedam um determinado limiar, mesmo que esses valores não tenham sido observados na amostra disponível.

O uso da TVE possibilita, portanto, uma modelagem mais aderente à realidade de dados com comportamento extremo, favorecendo projeções mais confiáveis sobre a chance de ocorrência de situações críticas, como os eventos em

saúde com alto custo associado que, embora raras, podem comprometer significativamente a sustentabilidade financeira do sistema.

Dessa forma, considerando a importância de manter fundos financeiros próprios para cobertura dos riscos inerentes ao negócio das operadoras de planos de saúde, este trabalho tem como objetivo apresentar um modelo para estimar um fundo assistencial destinado à cobertura de eventos de alto risco por meio da TVE. A proposta inclui a modelagem da probabilidade de ocorrência desses eventos assistenciais com custos extremos por beneficiário. Com base nessas informações, busca-se estabelecer um modelo próprio de fundo assistencial, conferindo maior autonomia à gestão dos riscos assistenciais da operadora.

Ademais, este trabalho tem como propósito contribuir para a literatura sobre o tema, ainda escassa no setor de saúde suplementar.

3. DADOS

Neste trabalho foram utilizados dados de duas operadoras de planos de saúde, sendo uma de pequeno porte e outra de grande porte, com o objetivo de captar as diferenças na capacidade de estimação e retenção dos riscos em função do número de vidas associadas e da volumetria de dados. No entanto, por questões de confidencialidade das OPS, os dados explícitos serão mantidos em sigilo.

As informações extraídas referem-se às despesas assistenciais líquidas de glosas, ou seja, aos valores efetivamente devidos por essas operadoras, por beneficiário por mês, para os seguintes períodos:

- **Operadora A** (Pequeno Porte – menos de 20 mil beneficiários): julho de 2017 a março de 2025 (90 meses);
- **Operadora B** (Grande Porte – mais de 100 mil beneficiários): janeiro de 2018 a abril de 2025 (88 meses).

Assim, a base de dados completa comprehende os gastos mensais por beneficiário em um lapso temporal de aproximadamente sete anos e meio.

Considerando a defasagem temporal das informações, os valores de despesa assistencial foram atualizados monetariamente com base na variação positiva do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), tendo como referência o mês de maio de 2025. Essa atualização visa eliminar o efeito inflacionário do período e garantir maior consistência nas análises subsequentes.

Conforme mencionado no item anterior, o objetivo deste trabalho é modelar os eventos assistenciais por beneficiário concentrados nas regiões extremas da distribuição de custos. Para melhor direcionamento das análises, foi definido um corte nos dados de cada operadora, com o intuito de isolar os eventos de alto custo. Essa delimitação mostra-se necessária, uma vez que, apesar da presença de eventos extremos, a base é majoritariamente composta por registros de baixo custo assistencial, como consultas e exames de rotina, que ocorrem com alta frequência e tendem a distorcer a análise de valores extremos.

Para a Operadora A, de pequeno porte, foi definido um corte considerando apenas despesas mensais por beneficiário acima de R\$ 50 mil, resultando em uma base com 0,51% dos registros originais (3.279 eventos por beneficiário).

O valor adotado para o corte busca refletir a menor capacidade de diluição de riscos dessa operadora. No entanto, vale destacar que tal critério pode ser reavaliado conforme os objetivos específicos do estudo e a expertise do analista.

Por sua vez, na Operadora B, de grande porte, foi adotado um corte de R\$ 100 mil por beneficiário/mês. Este valor mais elevado leva em consideração a maior capacidade da operadora para diluir os riscos associados a eventos de custo mais elevado, dada sua ampla carteira de beneficiários. Com este filtro, restaram na base 0,36% dos registros originais (43.945 eventos por beneficiário).

Ambos os cortes foram definidos com o intuito de considerar apenas potenciais eventos assistenciais de grande magnitude financeira, cuja ocorrência exige atenção na gestão do risco. Ou seja, foram excluídos eventos de baixa e média complexidade, com consequente baixo custo associado. A partir do corte estabelecido, passaram a ser analisados os eventos que, em razão de sua complexidade assistencial elevada, apresentam maior probabilidade de configurar valores extremos.

Ressalta-se que os valores de corte diferiram entre as operadoras em razão do porte, já que a magnitude de eventos capazes de representar impacto relevante para uma operadora de pequeno porte pode não ter o mesmo efeito em uma de grande porte.

Após a aplicação dos respectivos cortes, as duas bases de dados foram utilizadas na implementação do modelo proposto neste trabalho. No subitem a seguir, serão apresentadas algumas estatísticas descritivas da base de dados completa e após o corte.

3.1. ANÁLISE DESCRIPTIVA

Dentre as estatísticas que podem ser extraídas de uma carteira de planos de saúde, duas se destacam por fornecer informações relevantes sobre o comportamento de uso dos beneficiários: a frequência de utilização e a severidade.

A frequência de utilização refere-se à média de vezes que um beneficiário utiliza os serviços de saúde em determinado período. Essa estatística é obtida pela razão entre o número de eventos e o número de beneficiários expostos no intervalo considerado. No contexto deste trabalho, como a base de dados contempla as despesas mensais dos beneficiários, a frequência será calculada com base na razão entre o número de beneficiários que utilizaram o plano em um determinado mês e o total de beneficiários expostos nesse respectivo período.

Essa métrica é de suma importância para compreender o perfil de uso da carteira, por exemplo, se há uma tendência clara de aumento na utilização do plano de saúde ao longo do tempo. Além disso, possibilita a realização de projeções do número de eventos com base na frequência média histórica, seja considerando a permanência da carteira atual, seja pela incorporação de novos beneficiários.

Por outro lado, a severidade representa o dispêndio financeiro médio associado ao uso do plano de saúde. Essa estatística é obtida a partir da razão entre a despesa total de determinado período e o número total de eventos registrados.

A multiplicação da frequência de utilização pela severidade resulta no custo médio per capita por beneficiário exposto na carteira avaliada.

Com o objetivo de compreender o comportamento de uso da carteira de beneficiários das operadoras analisadas neste estudo, a seguir será apresentada a

estatística de frequência de utilização, referente ao período de 2018 a 2024. No entanto, a severidade média não será divulgada em razão da confidencialidade dos dados das operadoras avaliadas.

Ressalta-se que a ausência dessa estatística não compromete a análise proposta, uma vez que o foco recai sobre a modelagem dos valores extremos, sendo mais relevante, nesse contexto, o conhecimento da frequência de uso das carteiras ao longo do tempo.

Tabela 1: Frequência de utilização média mensal por operadora 2018-2024

Referência	Frequência de Utilização Média Mensal	
	Operadora A	Operadora B
2018	0,4284	0,4954
2019	0,4358	0,5028
2020	0,3732	0,3838
2021	0,4146	0,4663
2022	0,4454	0,5404
2023	0,4529	0,5466
2024	0,4690	0,5671
Taxa Média de Crescimento (2024/2018)	1,52%	2,28%
Taxa Média de Crescimento (2024/2019)	1,48%	2,44%

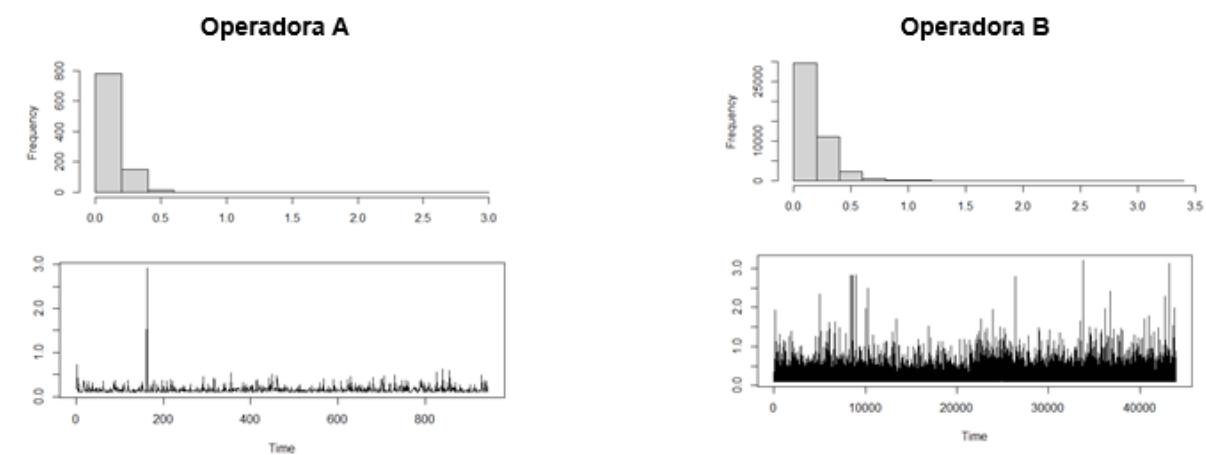
Como pode ser observado, há uma tendência clara de aumento na utilização do plano de saúde pelos beneficiários de ambas as operadoras. Destaca-se, contudo, a atipicidade observada nos anos de 2020 a 2021, período afetado pela pandemia do novo coronavírus (COVID-19). Em decorrência do isolamento social necessário para conter o avanço da doença, a procura por serviços de saúde eletivos foi drasticamente reduzida, levando os beneficiários a buscarem atendimento médico apenas em situações realmente necessárias. Além disso, nesse mesmo período, a ANS suspendeu a realização de diversos procedimentos eletivos.

Desconsiderando esse intervalo atípico, observa-se uma tendência consistente de crescimento na frequência de utilização ao longo do tempo. Esse aumento pode ser justificado por diversos fatores, como a maior procura por eventos preventivos, a retomada de procedimentos represados durante a pandemia, a liberação de terapias ilimitadas para tratamento do Transtorno do Espectro Autista pela ANS, a partir de 2022, entre outros motivos. Fato é que a demanda dos beneficiários por serviços de saúde tem crescido progressivamente.

Dessa forma, para a avaliação do Fundo Assistencial voltado à cobertura de eventos de alto custo, é fundamental considerar o volume de eventos em relação à dimensão da carteira, bem como a tendência de crescimento da utilização ao longo do tempo.

Além dessa análise de frequência, também foi realizada uma avaliação dos dados após o corte mencionado na base, visando a modelagem dos valores extremos. As figuras a seguir apresentam os histogramas dos dados pós-corte das Operadoras A e B, bem como as respectivas séries temporais na escala de milhões:

Figura 1: Histograma e série temporal dos dados operadora A e B (valores em milhões)



Como pode ser observado na Figura 1, ambas as operadoras apresentam distribuição de custos com cauda pesada, evidenciando a presença de gastos mensais elevados por parte de alguns beneficiários. Nota-se que a Operadora B apresenta uma maior frequência de eventos extremos no histograma, o que pode ser atribuído ao maior número de beneficiários expostos, resultando em maior probabilidade de ocorrência desses eventos.

Por outro lado, ao se analisar a série temporal, observa-se que a Operadora A apresenta uma maior discrepância entre o maior evento crítico observado e o restante da série. Esse comportamento pode indicar um nível mais elevado de incerteza e risco para a Operadora A, que, por ser de pequeno porte, possui menor capacidade de diluição dos riscos.

Adicionalmente, observa-se um volume significativamente maior de informações para a Operadora B em relação à Operadora A. Esse fato também se justifica pelo maior número de expostos, o que, em princípio, pode indicar que as estimativas a serem geradas para a Operadora B apresentarão menor grau de incerteza em comparação à Operadora A.

De maneira geral, os dados analisados apresentam comportamento de cauda pesada, com formato visual semelhante ao da distribuição Generalidade de Pareto. Tal característica sugere que a utilização da Teoria dos Valores Extremos (TVE), por meio da Distribuição Generalizada de Pareto (GPD), é uma abordagem promissora para a modelagem dos dados avaliados.

4. METODOLOGIA

A Teoria de Valores Extremos (TVE) é o ramo da estatística dedicado à modelagem de eventos raros, cujo impacto potencial supera amplamente sua baixa probabilidade de ocorrência. Em muitos contextos como finanças, seguros e ciências ambientais, a materialização desses eventos pode comprometer a estabilidade de sistemas inteiros (Coles, 2001). Este é precisamente o caso do setor de saúde suplementar, foco deste estudo, onde eventos de custo assistencial extremo representam um risco financeiro crítico para a solvência das operadoras.

Diferentemente de modelos estatísticos tradicionais, que ao assumirem distribuições como a Normal ou a Gama tendem a subestimar a probabilidade nas caudas, a TVE oferece um arcabouço teórico para tratar essas ocorrências não como

outliers a serem descartados, mas como fontes de informação vital (Nascimento, 2012; Gramosa, 2017). Os valores extremos carregam as informações dos riscos mais severos de um sistema, e ignorá-los pode conduzir a inferências enviesadas e a uma perigosa subestimação das perdas potenciais. No contexto deste trabalho, por exemplo, tratar uma despesa assistencial de um beneficiário de custo extraordinariamente elevado como um mero ponto atípico pode mascarar vulnerabilidades que, a depender da frequência e magnitude, ameaçam a sustentabilidade (solvência) de uma operadora de plano de saúde.

Do ponto de vista teórico, dois principais enfoques estruturam a TVE: o modelo baseado em valores máximos por blocos e o modelo baseado em excedentes acima de um limiar.

O primeiro enfoque se baseia no Teorema do Valor Extremo, originalmente demonstrado por von Mises (1954) e Jenkinson (1955), culminando na distribuição conhecida como *Generalized Extreme Value* (GEV). Essa distribuição descreve o comportamento assintótico da distribuição dos máximos (ou mínimos) de subconjuntos fixos de uma amostra, chamados de “blocos”, como, por exemplo, o maior custo assistencial mensal em cada ano. A GEV é parametrizada por três parâmetros e engloba as distribuições de Gumbel, Fréchet e Weibull como casos particulares.

O segundo enfoque, conhecido como modelagem dos excessos ou *peaks over threshold* (POT), é baseado na distribuição *Generalized Pareto Distribution* (GPD). Proposto inicialmente por Pickands (1975) e posteriormente formalizado por Balkema e de Haan (1974), este método considera como evento extremo todo valor que excede um determinado limiar u , e modela a distribuição desses excedentes. O teorema fundamental afirma que, sob certas condições regulares, a distribuição dos excessos acima de um limiar suficientemente alto converge para a GPD.

Contudo, a aplicação do método POT impõe um desafio prático fundamental: a escolha do limiar u . Um limiar muito elevado pode reduzir drasticamente o número de observações disponíveis, resultando em elevada variabilidade dos estimadores. Por outro lado, limiares baixos podem violar as condições de convergência para a GPD, comprometendo a qualidade do ajuste. Métodos gráficos como o *mean excess plot*, análise de estabilidade dos parâmetros, ou critérios empíricos baseados na natureza dos dados são frequentemente empregados para apoiar essa decisão (Coles, 2001).

Para superar essa limitação, o avanço dos métodos computacionais, especialmente sob a ótica da inferência Bayesiana, abriu caminho para soluções mais sofisticadas. A abordagem mais promissora, e que constitui o núcleo metodológico desta monografia, é a de modelos de mistura (*mixture models*). Em vez de fixar um limiar de forma determinística, esta técnica modela a densidade de toda a população de dados como uma combinação ponderada de duas distribuições: uma para o “corpo” não extremo dos dados e outra, a GPD, para a “cauda” extrema. Com isso, a transição entre o comportamento comum e o extremo é tratada como um parâmetro a ser estimado probabilisticamente.

O subtópico a seguir será dedicado à descrição do método adotado para a estimativa da probabilidade de ocorrência de valores extremos de despesa assistencial por beneficiário por mês, por meio da modelagem dos excessos da TVE com mis-

turas de distribuições sob a abordagem bayesiana. Por fim, com base nas probabilidades estimadas, será apresentado o método proposto para a avaliação de um fundo assistencial destinado à cobertura de eventos de alto risco.

4.1. ABORDAGEM ADOTADA PARA MODELAGEM DA PROBABILIDADE DOS EVENTOS EXTREMOS DE INTERESSE

Para a modelagem das probabilidades associadas aos eventos extremos de interesse neste trabalho, especificamente aqueles relacionados a custos assistenciais por beneficiário concentrados nas regiões mais elevadas da distribuição, adotou-se a abordagem baseada em excessos. Nesse contexto, os valores que ultrapassam um determinado limiar são considerados como provenientes de uma Distribuição Generalizada de Pareto (GPD), cuja função de distribuição acumulada é dada por:

$$G(x|\xi, \sigma, u) = \begin{cases} 1 - \left(1 + \xi \frac{(x-u)}{\sigma}\right)^{-1/\xi}, & \xi \neq 0 \\ 1 - \exp\{-(x-u)/\sigma\}, & \xi = 0 \end{cases}$$

Onde $u > 0$, $\sigma > 0$, $x - u \geq 0$, se $\xi \geq 0$, e $0 \leq x-u \leq -\sigma/\xi$, se $\xi < 0$

O limiar u representa o ponto a partir do qual os dados deixam de seguir a distribuição dominante do corpo e passam a ser descritos por uma distribuição de cauda pesada, neste caso, a GPD. Avanços recentes na literatura sobre valores extremos trouxeram abordagens bayesianas em que o limiar é tratado como um parâmetro desconhecido, estimado juntamente com os demais componentes do modelo.

Seguindo essa perspectiva, o estudo de Behrens et al. (2004) propõe um modelo Bayesiano no qual os dados anteriores ao limiar são modelados por uma distribuição Gama, representando o comportamento do corpo central da distribuição. Em uma evolução dessa proposta, Nascimento et al. (2012) introduz uma estrutura mais flexível, substituindo a única Gama por uma mistura finita de distribuições Gama para modelar a parte inferior da distribuição. Essa abordagem permite estimar o limiar de forma conjunta com os parâmetros da cauda e do corpo, oferecendo uma representação mais realista dos dados em toda a sua extensão, tanto nas regiões extremas quanto nas não extremas.

Em função do exposto, optou-se neste estudo por adotar a abordagem proposta por Behrens et al. (2004) e posteriormente estendida por Nascimento et al. (2012).

No modelo desenvolvido por Nascimento et al. (2012), a distribuição de todas as observações da base de dados é definida por:

$$f(x|\theta, p, \Psi) = \begin{cases} \sum_{j=1}^k p_j f_G(x|\theta_j) & , \quad x \leq u \\ \left[1 - \sum_{j=1}^k p_j F_G(u|\theta_j)\right] g(x|\psi) & , \quad x > u \end{cases}$$

Onde:

- $f_G(\cdot|\theta)$ e $F_G(\cdot|\theta)$ são respectivamente, a função de densidade e a função de distribuição acumulada da distribuição Gama;
- $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_k)$ e $\theta_j = (\mu_j, \eta_j)$, $j = 1, \dots, k$ são parâmetros da distribuição Gama;
- $p = (p_1, \dots, p_k)$ é o vetor de pesos da mistura de Gamas;
- $\psi = (\xi, \sigma, u)$ são os parâmetros da distribuição GPD, válidas sob as restrições $\sigma > 0$, $(x - u) \leq -\sigma/\xi$ se $\xi < 0$ e $x > u$.

No caso particular em que o vetor de pesos p se reduz a um único valor (ou seja, uma única Gama é usada para modelar os dados abaixo do limiar), recupera-se o modelo proposto por Behrens et al. (2004).

Diferentemente da inferência clássica, baseada na maximização da função de verossimilhança, a inferência bayesiana enfrenta o desafio de que, frequentemente, a distribuição *a posteriori* dos parâmetros não possui forma analítica conhecida. Isso se agrava com o aumento da dimensionalidade do vetor de parâmetros θ , como ocorre nas misturas de distribuições.

Para contornar esse obstáculo, empregam-se técnicas computacionais como o Método de Monte Carlo via Cadeias de Markov (MCMC — *Markov Chain Monte Carlo*), que permite gerar amostras da distribuição *a posteriori* e, a partir delas, obter estimativas dos parâmetros de interesse. Os algoritmos mais utilizados para esse fim são o amostrador de Gibbs e o algoritmo de Metropolis-Hastings. (Nascimento, 2012)

Dada a complexidade computacional do modelo, a análise dos custos assistenciais por beneficiário foi realizada com o uso do pacote *extrememix*, disponível na plataforma R. O pacote foi desenvolvido por Leonelli M (2025) e é baseado na implementação de algoritmo para cálculo dos modelos de Behrens et al. (2004) e Nascimento et al. (2012). Ele permite ajustar modelos de mistura para valores extremos, além de fornecer métricas como o *Value at Risk* (VaR), que quantifica a perda máxima esperada sob um determinado nível de confiança.

Em que pese o modelo adotado neste estudo considerar uma distribuição Gama para representar o corpo da distribuição dos dados, deve-se destacar que, conforme mencionado no item 3, foi realizado um corte prévio na base de dados, com a exclusão de registros de despesas inferiores a determinado valor. Tal decisão decorre do volume de informações da base de dados, da complexidade envolvida na modelagem e da necessidade de adoção de algoritmos computacionais para a estimação dos parâmetros. Dessa forma, ao interpretar os resultados obtidos, é fundamental considerar o corte adotado.

Para implementação no R, foi utilizada a base de dados após o corte contendo as informações mensais de despesas assistenciais por beneficiário, devidamente atualizadas pelo IPCA para o período definido no item 3. Ressalta-se que, visando à confidencialidade dos dados, os valores foram convertidos para a escala de milhões.

Por fim, para maiores detalhes sobre a modelagem de eventos extremos utilizada neste trabalho, recomenda-se a leitura dos estudos de Behrens et al. (2004) e Nascimento et al. (2012).

4.2. METODOLOGIA DO FUNDO ASSISTENCIAL PARA COBERTURA DE EVENTOS DE ALTO CUSTO/RISCO

Considerando que o objetivo deste estudo é propor um modelo de cálculo para

um fundo assistencial voltado à cobertura de eventos de alto custo, torna-se necessário, além da modelagem das probabilidades de ocorrência desses eventos extremos, estabelecer uma metodologia consistente para a constituição do montante que comporá esse fundo.

Nesse contexto, dois pontos-chave devem ser definidos para fundamentar a metodologia proposta: (i) o critério de definição do que será considerado um evento de alto custo passível de cobertura pelo fundo e (ii) o horizonte temporal adequado para a recomposição gradual do fundo à medida que ele for utilizado.

Tais definições possuem um grau de subjetividade, pois dependem das características específicas de cada operadora avaliada. Isso inclui aspectos como reservas técnicas já constituídas, capacidade de geração de receitas adicionais pela carteira, perfil de risco, entre outros. Ademais, aspectos estratégicos e comerciais também podem influenciar essas escolhas.

A definição do que se considera um evento de alto custo permite identificar, com base na distribuição de despesas assistenciais por beneficiário, a partir de qual valor um evento se torna suficientemente raro e impactante para comprometer a relação entre receita e despesa. Assim, eventos dessa magnitude não seriam cobertos pelas receitas ordinárias de mensalidades, mas sim por um fundo específico, de modo a evitar que esses eventos influenciem excessivamente no cálculo dos reajustes, tornando-os demasiadamente onerosos.

Neste estudo, propõe-se que o critério financeiro para identificação dos eventos de alto custo seja baseado no Valor em Risco (*Value at Risk* – VaR) a 5% da distribuição dos custos modelada, considerando o corte inicial da base de dados.

Ou seja, define-se como evento de alto custo aquele cuja despesa está entre os 5% maiores valores após o corte. Caso a base completa (sem o corte mencionado no item 3) fosse considerada, a probabilidade de ocorrência desses eventos seria significativamente baixa, devido ao grande volume de dados excluídos inicialmente.

A principal vantagem da utilização do VaR é a possibilidade de quantificar o risco com base em um nível de risco pré-definido, o que permite a mensuração de diferentes cenários para dimensionamento do Fundo Assistencial, conforme as especificidades da operadora avaliada.

Diante disso, e considerando que operadoras de grande porte possuem maior capacidade de diluição do risco, a adoção de níveis de risco mais baixos, como o percentil de 1%, pode ser considerada mais adequada. Assim, foi elaborado um cenário adicional com base no nível de VaR de 1%, a fim de avaliar os impactos dessa premissa alternativa sobre o dimensionamento do fundo, especialmente no contexto da operadora de grande porte analisada neste estudo.

Em relação ao horizonte temporal para recomposição do fundo assistencial, esse fator é igualmente relevante. Nos planos de saúde com modalidade de preço preestabelecido, conforme regulado pela ANS, os reajustes das mensalidades só podem ocorrer com periodicidade mínima de 12 meses. Assim, diante de um déficit inesperado, por exemplo, decorrente da ocorrência de eventos de alto custo, não é possível uma adequação imediata das receitas. Além disso, a recomposição do fundo por meio das mensalidades é realizada de forma parcelada, ao longo de 12 meses, e pode ser ainda mais diluída para preservar a competitividade do produto e evitar perdas significativas de beneficiários.

Diante dessas questões, é importante que o fundo assistencial seja dimensionado com base em um intervalo de tempo suficientemente robusto, que permita amortecer os impactos decorrentes de sua utilização, considerar a possibilidade de recomposição gradual ao longo do período, bem como eventuais rendimentos obtidos pela rentabilização do próprio fundo para amenizar a necessidade de recomposição.

Assim, neste estudo adota-se como referência para o horizonte de recomposição o prazo regulamentar estabelecido pela ANS para correção de insuficiências econômico-financeiras das operadoras. Conforme previsto na Resolução Normativa nº 523/2022, operadoras que aderem ao Termo de Assunção de Obrigações Econômico-Financeiras (TAOEF) ou ao Plano de Adequação Econômico-Financeira (PLAEF) para correção de anormalidades patrimoniais dispõem de um prazo inicial de 48 meses, prorrogável por mais 12 meses, totalizando até 60 meses, desde que não haja deterioração adicional da situação financeira.

Dessa forma, entende-se como razoável adotar um horizonte de cinco anos (60 meses) para a projeção e dimensionamento do fundo assistencial. Isso permite avaliar as despesas esperadas com eventos de alto custo ao longo desse período, considerando a dinâmica de recomposição e a potencial rentabilidade dos recursos.

Concluídas essas definições iniciais, o fundo assistencial proposto pode ser definido como o valor correspondente às despesas assistenciais esperadas por beneficiário, associadas ao nível de 5% de risco (VaR), após o corte inicial da base de dados, projetadas para os próximos cinco anos.

4.2.1. DEFINIÇÃO DO IMPACTO MÉDIO E PROBABILIDADE DE OCORRÊNCIA DOS VALORES EXTREMOS

Após a implementação da modelagem da base de dados por meio do pacote *extrememix*, são extraídas as estimativas do Valor em Risco (VaR) para diferentes níveis de probabilidade de retorno esperado da despesa assistencial de um beneficiário em determinado mês.

Os percentis avaliados iniciam em 0,01% e 0,05%, sendo os demais definidos com incrementos progressivos de 0,05% até alcançar o nível de 5%, e para o cenário adicional até alcançar 1%. Os resultados obtidos são apresentados no formato apresentado na tabela a seguir.

Tabela 2: valor em risco (var) estimado para diferentes níveis de retorno

VaR_Level	estimate	lower_ci	upper_ci	empirical
0,01%	x_1	y_1	z_1	w_1
0,05%	x_2	y_2	z_2	w_2
0,10%	x_3	y_3	z_3	w_3
0,15%	x_4	y_4	z_4	w_4
...
4,85%	x_{98}	y_{98}	z_{98}	w_{98}
4,90%	x_{99}	y_{99}	z_{99}	w_{99}
4,95%	x_{100}	y_{100}	z_{100}	w_{100}
5,00%	x_{101}	y_{101}	z_{101}	w_{101}

O VaR fornece a estimativa da perda máxima esperada para diferentes níveis de probabilidade de excedência. No contexto do modelo bayesiano de mistura adotado, cada ponto do VaR é acompanhado não apenas por sua estimativa pontual (*estimate*), mas também por um intervalo de credibilidade (*lower_ci*, *upper_ci*), normalmente a 95% (podendo ser ajustado conforme o interesse do analista), o que permite considerar a incerteza associada à inferência. Além disso, os valores empíricos observados (*empirical*) são apresentados para fins comparativos e de validação.

Um dos objetivos práticos desta análise é definir os parâmetros para um Fundo Assistencial, destinado a cobrir os eventos de alto custo dos beneficiários. Para tal, definiu-se como gatilho de interesse a partir do VaR ao nível de 5%. Sendo assim, por meio do valor x_{101} (o *estimate* correspondente ao *VaR_Level* de 5%), conhece-se o valor de despesa a partir do qual um evento seria considerado elegível à cobertura do fundo. Para o cenário adicional, conhece-se o gatilho a partir do valor x_{21} , referente ao VaR ao nível de 1%.

Em termos práticos, o VaR indica a probabilidade α de que uma perda (ou custo assistencial) seja maior ou igual a um valor x , de forma que: $P(\text{Perda} \geq x) = \alpha$. Por exemplo, se x_{101} representa o valor do VaR correspondente ao nível de 5%, então há 5% de chance de que a despesa mensal de um beneficiário ultrapasse esse valor.

Contudo, para um provisionamento eficaz, é mais útil conhecer a probabilidade e o custo esperado não de forma acumulada, mas sim por faixas de custo. Dada a variabilidade dos valores de x_i para diferentes níveis de α , adotou-se uma abordagem para segmentar a cauda da distribuição em intervalos. A probabilidade de uma despesa pertencer a uma faixa entre dois níveis de VaR, (x_i, x_{i-1}) , pode ser facilmente calculada pela diferença de suas probabilidades acumuladas:

$$P(x_{100} > \text{Perda} \geq x_{101}) = P(\text{Perda} \geq x_{101}) - P(\text{Perda} \geq x_{100}) = 0,05\%$$

Para cada intervalo, é calculado o ponto médio, representando a expectativa de perda dentro daquela faixa de probabilidade. Isso nos permite construir uma grade de valores esperados que associa uma probabilidade discreta a uma expectativa de custo, conforme o modelo genérico da Tabela 3.

Tabela 3: estimativas de probabilidade para intervalos de despesa dos eventos de alto risco

P (Perda)	Probabilidade Estimada	Ponto Médio
$P(\text{Perda} \geq x_1)$	0,01%	x_1
$(x_1 > \text{Perda} \geq x_2)$	0,04%	$\frac{(x_1 + x_2)}{2}$
$(x_2 > \text{Perda} \geq x_3)$	0,05%	$\frac{(x_2 + x_3)}{2}$
$(x_3 > \text{Perda} \geq x_4)$	0,05%	$\frac{(x_3 + x_4)}{2}$
...
$(x_{97} > \text{Perda} \geq x_{98})$	0,05%	$\frac{(x_{97} + x_{98})}{2}$
$(x_{98} > \text{Perda} \geq x_{99})$	0,05%	$\frac{(x_{98} + x_{99})}{2}$
$(x_{99} > \text{Perda} \geq x_{100})$	0,05%	$\frac{(x_{99} + x_{100})}{2}$
$(x_{100} > \text{Perda} \geq x_{101})$	0,05%	$\frac{(x_{100} + x_{101})}{2}$

Com isso, define-se não apenas o ponto de corte para acionamento do fundo assistencial (x_{101} ou x_{21}), como também um conjunto estruturado de valores esperados de perdas associadas às faixas de probabilidade para eventos que superem este gatilho. Essa abordagem permite construir uma projeção mais aderente à distribuição real dos eventos de alto custo.

Ademais, a tabela apresentada refere-se ao VaR no nível de 5%. Dessa forma, para análise de diferentes cenários, a tabela deve ser ajustada até o nível de risco desejado.

É fundamental ressaltar um ponto crítico: as probabilidades extraídas do modelo de valores extremos são probabilidades condicionais. Elas representam a probabilidade de um evento atingir um certo valor, dado que ele já superou o corte inicial utilizado na modelagem, conforme corte citado no item 3.

Portanto, para aplicar esta estrutura de provisionamento a uma projeção de 5 anos, não basta aplicar as probabilidades da Tabela 3 ao número total de eventos estimados. A abordagem correta exige um processo de duas etapas:

- Primeiro, projetar o número de eventos que se espera que excedam o corte inicial da modelagem.
- Segundo, aplicar as probabilidades de cada faixa de custo (tabela 3) a este subconjunto de eventos estimados acima do corte inicial.

Dessa forma, o subtópico a seguir será dedicado a apresentar a metodologia adotada para a projeção do número de eventos esperados que superam o corte inicial, garantindo a correta aplicação das probabilidades condicionais extraídas do modelo.

4.2.2. PROJEÇÃO DO NÚMERO DE EVENTOS PARA O FUNDO ASSISTENCIAL

Conforme já mencionado, considerando que o fundo assistencial proposto visa à cobertura de eventos de alto custo esperados para os próximos cinco anos, faz-se necessária a projeção do número de eventos estimados nesse horizonte temporal, a fim de possibilitar a aplicação das probabilidades associadas a tais eventos.

Sabe-se que o número de eventos assistenciais por beneficiário por mês está diretamente relacionado ao tamanho da carteira da operadora avaliada, sendo obtido pela multiplicação da frequência de utilização média pelo número de beneficiários.

Dessa forma, para a projeção do número de eventos esperados para os próximos cinco anos, adotou-se como base a frequência de utilização por beneficiário, nos moldes descritos no item 3.1. No caso concreto deste estudo, observou-se que, para as operadoras A e B, a frequência média mensal de utilização apresentou crescimento consistente ao longo dos últimos sete anos. Assim, a projeção da frequência média mensal para os próximos cinco anos considerou a média observada nos últimos 12 meses, acrescida da taxa de crescimento média anual verificada entre 2018 e 2024, conforme apresentado na Tabela 1. Para obtenção da frequência média anual esperada em cada ano futuro, multiplicou-se o valor mensal projetado por 12.

Além disso, foi necessário considerar a projeção do número de beneficiários da carteira ao longo do período. Sabe-se que a composição da carteira é dinâmica, sujeita à entrada de novos beneficiários, bem como à saída por óbito, inadimplência ou solicitação do próprio usuário. Com base nisso, a projeção do número de

vidas considerou a taxa histórica de rotatividade. Para o período de 2018 a 2024, a redução média anual no número de beneficiários foi de 5,46% para a operadora A e de 1,60% para a operadora B. Esses percentuais foram aplicados sobre a última posição observada da carteira para estimar o número de vidas ano a ano.

É importante destacar que a multiplicação da frequência de utilização pelo número de vidas fornece o total de eventos assistenciais esperados no período. No entanto, como as probabilidades dos eventos extremos foram modeladas com base em um corte inicial da base de dados, foi necessário aplicar um fator de ajuste para considerar apenas os eventos acima desse limite. Conforme descrito no item 3, após o corte, restaram 0,51% da base para a operadora A e 0,36% para a operadora B. Assim, esses fatores foram aplicados sobre o total estimado de eventos para cada operadora.

A fórmula geral utilizada para o cálculo pode ser expressa da seguinte forma:

Eventos Estimados Ano i

$$\begin{aligned}
 &= (\text{Frequência de Utilização Média Mensal últimos 12 meses} \\
 &\times (1 + \text{taxa média de crescimento})^i \times 12) \\
 &\times (\text{última posição de beneficiários} \times (1 - \text{rotatividade})) \\
 &\times \text{fator corte base inicial}
 \end{aligned}$$

Ressalta-se que, por questões de confidencialidade, não foi possível apresentar as estatísticas detalhadas relativas à projeção do número de vidas.

Cabe mencionar que não foi adotado modelo probabilístico paramétrico para a projeção da frequência de utilização ou do número de eventos, tampouco foi aplicada abordagem de projeção demográfica (como uso de tábuas de mortalidade) para o número de vidas, uma vez que tais variáveis não constituem o principal foco deste estudo. Ainda assim, a utilização de métodos mais robustos para a modelagem da frequência de utilização e da composição da carteira representa uma oportunidade de aprimoramento da metodologia proposta.

Por fim, destaca-se que, apesar de a metodologia adotada para a estimativa do número de eventos ser simples, ela se mostra satisfatória do ponto de vista técnico, permitindo a realização de uma análise adequada do fundo assistencial projetado.

4.2.3. PROJEÇÃO FINAL DO FUNDO ASSISTENCIAL PARA EVENTOS DE ALTO RISCO

A projeção final do fundo é obtida pela multiplicação do número estimado de eventos para os próximos cinco anos pelas probabilidades associadas aos intervalos de despesa dos eventos de alto risco, considerando-se o valor médio de impacto em cada faixa. A tabela a seguir ilustra o cálculo final mencionado:

Tabela 4: Estimativa do fundo assistencial para cobertura dos eventos de alto risco

P (Perda)	Probabilidade Estimada	Ponto Médio	Eventos de Alto Risco Ano i (Eventos Estimados Ano i × Probabilidade Estimada × Ponto Médio)
$P(Perda \geq x_1)$	0,01%	x_1	$Eventos Estimados Ano i \times 0,01\% \times x_1$
$(x_1 > Perda \geq x_2)$	0,04%	$\frac{(x_1 + x_2)}{2}$	$Eventos Estimados Ano i \times 0,04\% \times \frac{(x_1 + x_2)}{2}$
...
$(x_{99} > Perda \geq x_{100})$	0,05%	$\frac{(x_{99} + x_{100})}{2}$	$Eventos Estimados Ano i \times 0,05\% \times \frac{(x_{99} + x_{100})}{2}$
$(x_{100} > Perda \geq x_{101})$	0,05%	$\frac{(x_{100} + x_{101})}{2}$	$Eventos Estimados Ano i \times 0,05\% \times \frac{(x_{100} + x_{101})}{2}$
Fundo Assistencial para Cobertura de Eventos de Alto Risco			$\sum_{i=1}^5 Eventos de Alto Risco Ano i$

Ressalta-se que o modelo adotado fornece uma estimativa intervalar para os valores de perda (x_i). Além disso, é possível ajustar o fator de credibilidade dos intervalos de confiança utilizados, o que permite obter diferentes estimativas para o fundo assistencial conforme o nível de confiabilidade desejado.

Neste estudo, foram considerados dois níveis de credibilidade para os intervalos de confiança: 95% e 99,5%, com o objetivo de avaliar a sensibilidade do fundo estimado a diferentes níveis de conservadorismo.

Ressalta-se apenas que a Tabela 4 apresenta a fórmula de cálculo do fundo assistencial proposto considerando o nível de VaR de 5%. Para o cenário adicional de VaR no nível de 1%, as probabilidades associadas a (x_i) seriam consideradas apenas até $i = 21$, resultando em uma tabela reduzida. A mesma lógica aplica-se à análise de diferentes níveis de VaR, bastando ao analista ajustar o modelo conforme o nível de risco desejado.

5. RESULTADOS

5.1. RESULTADO DA MODELAGEM DOS VALORES EXTREMOS

Conforme mencionado, para a implementação da modelagem dos valores extremos, foi utilizado o pacote *extrememix*, desenvolvido por Leonelli M. (2025), o qual se baseia na implementação de algoritmos para estimativa dos modelos propostos por Behrens et al. (2004) e Nascimento et al. (2012).

A base de dados utilizada contempla informações mensais de despesa assistencial por beneficiário, considerando um corte inicial específico para cada operadora avaliada, conforme detalhado no item 3.

A Tabela 5, a seguir, apresenta o resumo dos parâmetros estimados para cada modelo e operadora. O Modelo 1 corresponde à proposta de Behrens et al. (2004), que modela a parte inferior da distribuição com uma distribuição Gama, e os valores acima do limiar estimado com a distribuição Generalizada de Pareto. Já o Modelo 2, baseado em Nascimento et al. (2012), utiliza duas distribuições Gama para a modelagem da base da distribuição, mantendo a GPD para os dados acima do limiar.

Tabela 5: Estimativa dos parâmetros obtida para cada modelo e operadora

Operadora A				Operadora B			
MODELO 1				MODELO 1			
xi	0.27	0.23	0.32	xi	0.29	0.27	0.30
sigma	0.03	0.03	0.04	sigma	0.08	0.07	0.08
u	0.05	0.05	0.05	u	0.10	0.10	0.10
mu	0.17	0.13	0.24	mu	0.66	0.27	7.75
eta	14.18	12.66	16.08	eta	8.45	2.68	19.54
MODELO 2				MODELO 2			
xi	0.27	0.23	0.32	xi	0.29	0.27	0.30
sigma	0.03	0.03	0.04	sigma	0.08	0.07	0.08
u	0.05	0.05	0.05	u	0.10	0.10	0.10
mu1	1.18	0.09	3.80	mu1	0.23	0.21	0.26
mu2	4.13	1.35	5.89	mu2	6.12	0.41	31.25
eta1	29.02	28.09	31.45	eta1	28.39	27.38	29.24
eta2	2.97	1.77	4.44	eta2	5.69	0.00	26.36
w1	0.00	0.00	1.00	w1	1.00	1.00	1.00
w2	1.00	0.00	1.00	w2	0.00	0.00	0.00

Ressalta-se que os valores foram previamente convertidos para a escala de milhão de reais. A variável u representa o limiar estimado, ou seja, o ponto a partir do qual os dados são considerados como valores extremos, modelados pela GPD. Observa-se que, para a Operadora A, o limiar estimado em ambos os modelos corresponde exatamente ao corte inicial de R\$ 50 mil ($u = 0,05$). Para a Operadora B, o limiar estimado em ambos os modelos foi de R\$ 100 mil ($u = 0,10$), também refletindo o corte inicial adotado nos dados.

Além disso, os intervalos de confiança para u indicam ausência de incerteza quanto à sua estimativa. Dessa forma, os resultados obtidos demonstram que praticamente toda a base utilizada no modelo corresponde a dados extremos.

O parâmetro ξ (xi), que representa o formato da cauda da distribuição, apresentou valores positivos em ambos os casos, o que indica a presença de cauda pesada nas distribuições de custos assistenciais das operadoras analisadas.

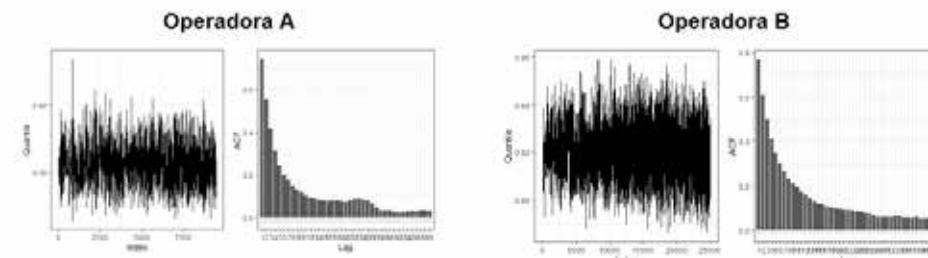
No que se refere ao parâmetro σ (sigma), que define a dispersão dos valores acima do limiar, nota-se que a Operadora B apresentou maior variabilidade dos custos extremos por beneficiário/mês em comparação à Operadora A.

Quanto à modelagem da parte inferior da distribuição (antes do limiar), no Modelo 2, que utiliza uma mistura de duas distribuições Gama, observou-se que uma das distribuições assumiu praticamente todo o peso ($w1 \approx 1$ ou $w2 \approx 1$), indicando que, na prática, a modelagem se comporta como uma Gama única.

Diante disso, optou-se por utilizar os resultados do Modelo 1, baseado em Behrens et al. (2004), na modelagem dos valores extremos da despesa assistencial por beneficiário/mês, dada sua estrutura mais parcimoniosa e adequada à proposta do fundo assistencial avaliado.

Considerando a adoção do Modelo 1, que utiliza o método MCMC para obtenção da distribuição *a posteriori* dos parâmetros, foi realizada análise das cadeias de convergência, bem como dos gráficos de autocorrelação (ACF) gerados para cada operadora, conforme apresentado nas figuras a seguir:

Figura 2: Convergência da Cadeia e Gráfico ACF – Operadora A e B – Modelo 1

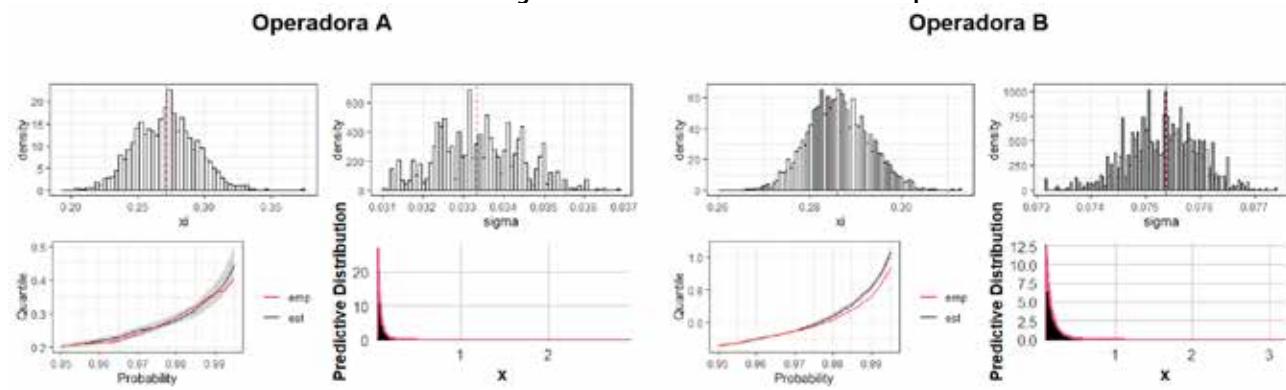


Verifica-se que, para ambas as operadoras, os gráficos de trajetória indicaram comportamento estacionário, sem tendências, evidenciando a convergência das cadeias geradas. A função de autocorrelação (ACF) apresentou, para a Operadora A, um padrão moderado, com valores próximos de zero ao final das cadeias. Para a Operadora B, contudo, a autocorrelação foi mais acentuada, o que pode indicar perda de eficiência na amostragem dos parâmetros.

Apesar dessa ineficiência observada para a Operadora B, a forte evidência de convergência justifica a aceitação dos resultados obtidos para análise subsequente do fundo assistencial. Ainda assim, para reforçar a qualidade do modelo, será conduzido um teste de consistência dentro do espaço amostral, conforme será apresentado no subitem 5.3.

Com o objetivo de avaliar a qualidade do ajuste, as figuras a seguir apresentam os gráficos de densidade de probabilidade e de distribuição predita sobre os histogramas dos dados para cada operadora:

Figura 3: Saída Gráfica do Modelo 1 – Operadora A e B



Para a Operadora A, o gráfico *quantile-probability* demonstrou excelente aderência, especialmente na região dos extremos, com os quantis empíricos contidos dentro do intervalo de credibilidade de 95% das estimativas, o que evidencia a capacidade do modelo em prever eventos raros. A distribuição preditiva posterior também corroborou a boa adequação, alinhando-se de forma consistente ao histograma das despesas.

No caso da Operadora B, o gráfico *quantile-probability* mostrou que os quantis estimados pelo modelo são sistematicamente superiores aos quantis empíricos, sugerindo superestimação do risco, sobretudo na cauda da distribuição. Embora essa abordagem conservadora possa ser aceitável no contexto da gestão de risco assistencial, especialmente considerando a tendência de crescimento das despesas médicas, essa falta de aderência indica que o modelo pode não

capturar com exatidão o comportamento real da distribuição de despesas da Operadora B. Ainda assim, a distribuição preditiva apresentou bom ajuste visual ao histograma.

Dessa forma, conclui-se que os ajustes obtidos foram satisfatórios para ambas as operadoras, com ressalvas pontuais. Considera-se, portanto, adequada a utilização da modelagem proposta para estimativa do fundo assistencial para cobertura de eventos de alto custo. Ressalta-se, por fim, que a qualidade final das estimativas será devidamente avaliada no teste de consistência apresentado no subitem 5.3.

5.2. RESULTADO DO FUNDO ASSISTENCIAL ESTIMADO PARA COBERTURA DE EVENTOS DE ALTO RISCO

Conforme a metodologia proposta e descrita no item 4, especialmente na Tabela 4, para a obtenção do fundo assistencial voltado à cobertura de eventos de alto risco, é necessário projetar o número de eventos acima do corte inicial esperados para os próximos cinco anos, bem como extrair o *Value at Risk* (VaR) nos níveis de risco definidos, neste caso, 5% e 1%, a partir da modelagem dos valores extremos, para construção dos intervalos de probabilidade e cálculo do impacto médio (vide Tabela 3).

No que se refere à projeção do número de eventos acima do corte inicial da base de dados para os próximos cinco anos, estima-se, para a Operadora A, um total de 1.681 eventos, enquanto, para a Operadora B, a projeção é de 32.950 eventos.

Em relação ao VaR obtido com base no Modelo 1 para cada operadora, os gráficos a seguir ilustram os resultados:

GRÁFICO 2: VaR MODELO 1 – OPERADORA A

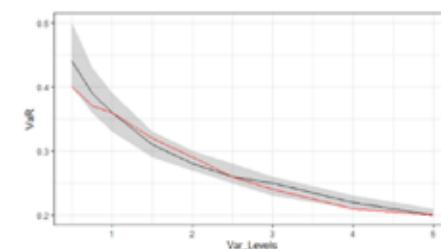
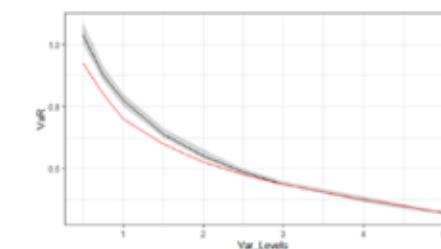


GRÁFICO 3: VaR MODELO 1 – OPERADORA B



Verifica-se que, para a Operadora A, o *Value at Risk* estimado se alinha de forma bastante próxima à distribuição empírica observada nos dados, até o nível de risco de 5%. Por outro lado, para a Operadora B, o modelo tende a superestimar os valores entre os percentis de 0% a aproximadamente 2,5%, o que indica que, quanto mais próximo da cauda da distribuição, maiores são os valores projetados pelo modelo em comparação com os dados observados. Embora tal comportamento possa indicar uma superestimação do risco, esse viés pode ser considerado desejável em contextos em que se adota uma postura mais conservadora na gestão de riscos assistenciais.

Em razão da confidencialidade dos dados utilizados, não será possível apresentar a tabela detalhada do VaR, conforme layout da Tabela 2. No entanto, com base nessas informações, é possível definir os gatilhos de retenção do fundo assistencial, de acordo com os diferentes níveis de risco avaliados.

Assim, para a Operadora A, considerando um nível de risco de 5%, o fundo assistencial deverá ser acionado para eventos mensais com valor superior a R\$ 200 mil por beneficiário. No nível de 1%, o gatilho passa a ser de R\$ 360 mil. Para a Operadora B, esses valores são de R\$ 460 mil (nível de 5%) e R\$ 820 mil (nível de 1%).

Sendo assim, o gatilho para retenção é definido com base no nível de VaR adotado, estimado a partir da distribuição GPD ajustada aos eventos acima do corte inicial. O fundo assistencial, por sua vez, é calculado pela soma das probabilidades associadas aos intervalos de perda, multiplicadas pelos respectivos impactos médios, conforme demonstrado na Tabela 4, do nível zero até o VaR considerado.

Com base em todas as informações necessárias para o cálculo, e conforme a metodologia descrita na Tabela 4, foi possível estimar os valores do fundo assistencial para cobertura de eventos de alto risco, considerando os intervalos de credibilidade de 95% e 99,5%, e para os dois cenários de nível de risco (VaR de 5% e de 1%), cujos resultados são apresentados na tabela a seguir:

Tabela 6: Fundo assistencial estimado para cobertura de eventos de alto risco – Operadora A

Referência	VaR (5%)		VaR (1%)	
	Fundo Assistencial para Eventos de Alto Risco (95% cred)	Fundo Assistencial para Eventos de Alto Risco (99,5% cred)	Fundo Assistencial para Eventos de Alto Risco (95% cred)	Fundo Assistencial para Eventos de Alto Risco (99,5% cred)
Limite Inferior	23,9	23,2	7,6	7,4
Estimado	25,8	25,8	8,6	8,6
Limite Superior	28,1	29,2	9,9	10,5
Gatilho para Retenção	R\$ 200 mil		R\$ 360 mil	

Em síntese, para a Operadora A, considerando um nível de risco de 5%, o fundo assistencial para cobertura de eventos com despesa mensal superior a R\$ 200 mil por beneficiário nos próximos cinco anos foi estimado em R\$ 25,8 milhões, com intervalo de credibilidade variando entre R\$ 23,9 milhões e R\$ 28,1 milhões (95% de credibilidade).

No cenário de 1% de risco, voltado à cobertura de eventos acima de R\$ 360 mil, o fundo estimado é de R\$ 8,6 milhões, com intervalo entre R\$ 7,6 milhões e R\$ 9,9 milhões, também ao nível de 95% de credibilidade.

A seguir, apresenta-se a estimativa correspondente ao fundo assistencial para a Operadora B:

Tabela 7: Fundo assistencial estimado para cobertura de eventos de alto risco – Operadora B

Referência	VaR (5%)		VaR (1%)	
	Fundo Assistencial para Eventos de Alto Risco (95% cred)	Fundo Assistencial para Eventos de Alto Risco (99,5% cred)	Fundo Assistencial para Eventos de Alto Risco (95% cred)	Fundo Assistencial para Eventos de Alto Risco (99,5% cred)
Limite Inferior	1.133,9	1.124,3	384,2	378,8
Estimado	1.160,7	1.160,7	398,1	398,1
Limite Superior	1.204,7	1.204,7	415,2	422,0
Gatilho para Retenção	R\$ 460 mil		R\$ 820 mil	

Para a Operadora B, considerando o nível de risco de 5%, o fundo assistencial destinado à cobertura de eventos com despesa mensal acima de R\$ 460 mil por beneficiário foi estimado em R\$ 1,16 bilhão, podendo variar entre R\$ 1,13 bilhão e R\$ 1,20 bilhão ao nível de 95% de credibilidade.

No cenário de 1% de risco, que abrange eventos com despesa superior a R\$ 820 mil, o fundo estimado foi de R\$ 398,1 milhões, com intervalo de credibilidade entre R\$ 384,2 milhões e R\$ 415,2 milhões (95%).

5.3. TESTE DE CONSISTÊNCIA DO MODELO

Com o objetivo de avaliar a qualidade do modelo proposto para a estimação do fundo assistencial destinado à cobertura de eventos de alto custo, foi realizado um teste de consistência, utilizando-se projeções do fundo dentro da própria amostra empregada na modelagem dos valores extremos.

Para isso, adotou-se a mesma metodologia descrita no item 4, baseada nas informações extraídas da modelagem dos custos extremos. No entanto, diferentemente da aplicação prospectiva, considerou-se, nesse caso, o número real de eventos observados nos últimos cinco anos. Essa abordagem permite avaliar qual teria sido o fundo estimado para esse período, com base no histórico efetivo de dados, possibilitando verificar a aderência do modelo ao perfil de risco registrado.

Para a Operadora A, o número de eventos observados nos últimos cinco anos, com valores acima do corte inicial de R\$ 50 mil, foi de 2.279. Já para a Operadora B, considerando um corte inicial de R\$ 100 mil, o total de eventos foi de 31.449.

Com a estimativa do fundo assistencial utilizando o número real de eventos, procedeu-se à comparação entre os valores estimados pelo modelo e o dispêndio efetivamente realizado com eventos acima do gatilho de retenção, no mesmo período. A Tabela 8 apresenta a razão entre os valores estimados e os valores observados para a Operadora A:

Tabela 8: Teste de consistência fundo assistencial para cobertura de eventos de alto risco – Operadora A

Referência	VaR (5%)		VaR (1%)	
	Fundo Assistencial para Eventos de Alto Risco (95% cred)	Fundo Assistencial para Eventos de Alto Risco (99,5% cred)	Fundo Assistencial para Eventos de Alto Risco (95% cred)	Fundo Assistencial para Eventos de Alto Risco (99,5% cred)
Limite Inferior	-14,59%		-16,79%	-23,40%
Estimado	-7,62%		-7,62%	-13,36%
Limite Superior	0,75%		4,51%	-0,52%
Gatilho para Retenção	R\$ 200 mil		R\$ 360 mil	

Os resultados obtidos para a Operadora A indicam que o fundo assistencial estimado pelo modelo proposto apresenta boa aderência ao observado, tanto no nível de risco de 5% quanto de 1%. Nota-se que os valores estimados se mantêm próximos aos dados reais da amostra, com o limite superior representando a melhor aproximação em ambos os níveis de credibilidade.

Tabela 9: Teste de consistência fundo assistencial para cobertura de eventos de alto risco – Operadora B

Referência	VaR (5%)		VaR (1%)	
	Fundo Assistencial para Eventos de Alto Risco (95% cred)	Fundo Assistencial para Eventos de Alto Risco (99,5% cred)	Fundo Assistencial para Eventos de Alto Risco (95% cred)	Fundo Assistencial para Eventos de Alto Risco (99,5% cred)
Limite Inferior	6,93%	6,02%	39,01%	37,04%
Estimado	9,45%	9,45%	44,02%	44,02%
Limite Superior	13,60%	13,60%	50,19%	52,65%
Gatilho para Retenção	R\$ 460 mil		R\$ 820 mil	

No caso da Operadora B, observa-se que os resultados são mais consistentes no nível de risco de 5%, especialmente considerando o limite inferior, cuja estimativa se aproxima mais dos valores observados. Por outro lado, no nível de risco de 1%, verifica-se uma superestimação considerável do fundo, o que reforça as evidências identificadas no Gráfico 3, no qual a distribuição de risco estimada pelo modelo apresenta maior discrepância em relação à distribuição empírica nos níveis mais extremos.

De modo geral, conclui-se que o modelo proposto apresenta bom desempenho na estimação do fundo assistencial para cobertura de eventos de alto risco, com maior consistência e aderência nos cenários com nível de risco de 5%.

6. CONCLUSÃO

Partindo da premissa de que os modelos regulatórios de capital mínimo estabelecem apenas uma base prudencial, torna-se interessante a formação de fundos complementares para mitigar os riscos aos quais a operadora está exposta, minimizando o risco de penalidades regulatórias e, por consequência, a possibilidade de insolvência.

Nesse contexto, o objetivo principal deste trabalho foi desenvolver e aplicar uma metodologia robusta, baseada na Teoria dos Valores Extremos (TVE), para estimar o montante de um fundo assistencial complementar à exigência regulatória. A abordagem buscou oferecer uma ferramenta de gestão de risco interna, permitindo que as operadoras de planos de saúde quantifiquem suas necessidades de capital de forma personalizada e mais aderente ao seu perfil de risco específico.

A metodologia foi aplicada aos dados de duas operadoras com perfis distintos: uma de pequeno porte (Operadora A) e outra de grande porte (Operadora B). A escolha de um modelo de mistura bayesiano, fundamentado no trabalho de Behrens et al. (2004), mostrou-se particularmente adequada, pois contorna o desafio da definição subjetiva do limiar ao estimá-lo como um parâmetro do próprio modelo. A análise dos resultados revelou que ambas as operadoras estão expostas a riscos de cauda pesada, o que confirma a adequação da TVE para esse tipo de problema.

No entanto, a modelagem permitiu identificar diferenças relevantes: a Operadora B apresentou uma frequência e uma volatilidade projetadas de eventos extremos significativamente superiores às da Operadora A. Essa distinção se

refletiu na performance do modelo, que demonstrou excelente ajuste para a Operadora A, mas uma tendência de superestimação conservadora do risco para a Operadora B.

A aplicação da metodologia resultou em estimativas de fundo assistencial substancialmente diferentes: para um nível de risco de 5% (VaR), o fundo estimado para a Operadora A foi de R\$ 25,8 milhões, enquanto, para a Operadora B, o montante estimado foi de R\$ 1,16 bilhão. Essa diferença demonstra que o porte e o perfil de risco de uma operadora geram necessidades de capital muito distintas, reforçando a importância de modelos internos que complementem a regulação geral da ANS. Além disso, os resultados sugerem que, para operadoras de grande porte, a adoção de níveis de risco maiores, como 1%, por exemplo, pode ser mais eficiente para fins de capitalização, considerando a maior capacidade de diluição do risco em razão do tamanho da carteira.

Ressalta-se que o modelo proposto é flexível e adaptável a diferentes contextos, podendo ser ajustado à realidade de operadoras de distintos portes. A possibilidade de definir diferentes níveis de credibilidade para as estimativas amplia o potencial de aplicação para análises de sensibilidade e gestão prudencial de risco assistencial, tornando-se uma ferramenta estratégica valiosa para o planejamento e a gestão da solvência.

Apesar dos resultados obtidos, este trabalho possui limitações. A projeção do número de eventos, por exemplo, baseou-se em tendências históricas simples; a análise se restringiu a duas operadoras; e a superestimação do risco para a Operadora B sugere que o refinamento da estrutura de mistura pode aprimorar ainda mais a aderência do modelo. Além disso, não foi avaliada a possibilidade de redução do valor a ser constituído no fundo com base na rentabilidade esperada ao longo do tempo.

Como sugestão para estudos futuros, recomenda-se o aprofundamento na modelagem conjunta do número de vidas e da frequência de utilização por meio de abordagens estocásticas, bem como a incorporação de fatores externos, como envelhecimento populacional e mudanças regulatórias, que possam impactar significativamente os padrões de uso dos planos de saúde.

Em suma, este trabalho cumpriu seu objetivo ao apresentar uma proposta de fundo assistencial para cobertura de eventos extremos em operadoras de planos de saúde. A proposta contribui para que as operadoras tenham uma gestão mais eficaz dos riscos inerentes ao setor, além de permitir maior aderência nas especificações e avaliações atuariais. Isso porque, mesmo nos casos em que se opte por realizar ajustes de outlier, prática comum nas avaliações, a existência de um fundo específico voltado à cobertura desses valores extremos assegura que os impactos financeiros associados a tais eventos sejam devidamente absorvidos por reserva específica. Dessa forma, o modelo apresentado permite não apenas contemplar eventos relevantes que costumam ser descartados das análises, como também mitiga de forma substancial o risco de insolvência das operadoras.

Por fim, destaca-se que a proposta aqui apresentada contribui para o debate técnico-atuarial no âmbito da saúde suplementar, especialmente diante da escassez de estudos que tratam de modelagens específicas para fundos assistenciais voltados à cobertura de eventos extremos.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Agência Nacional de Saúde Suplementar. RN N° 521, de 29 de abril de 2022.
- Agência Nacional de Saúde Suplementar. RN nº 523, de 29 de abril de 2022.
- Agência Nacional de Saúde Suplementar. RN nº 528, de 29 de abril de 2022.
- Agência Nacional de Saúde Suplementar. RN nº 563, de 15 de dezembro de 2022.
- Agência Nacional de Saúde Suplementar. RN nº 565, de 16 de dezembro de 2022.
- Agência Nacional de Saúde Suplementar. RN nº 569, de 19 de dezembro de 2022.
- Agência Nacional de Saúde Suplementar. RN nº 574, de 28 de fevereiro de 2023.
- Agência Nacional de Saúde Suplementar (Brasil). Manual de tópicos da saúde suplementar para o programa parceiros da cidadania. Rio de Janeiro: ANS, 2021.
- Balkema, A.A. e Haan, L. de (1974). Residual life time at great age. *Ann. Probab.* 2, 792-804.
- Behrens, C., Gamerman, D. e Lopes, H. F. (2004). Bayesian analysis of extreme events with threshold estimation, *Statistical Modelling*, 4, 227-244.
- Coles, S. G. (2001). Extreme Value Theory an Applications, Edited by Galambos, J.;Lechner, J.;Mimiu, E.[s.l.]: Kluver Academic Publishers.
- Gramosa, Alexandre Henrique Quadros Distribuição De Valores Extremos Generalizados Inflados De Zeros - IGEV / Alexandre Henrique Quadros Gramosa - 2017. Biblioteca Central Zila Mamede. 102 fl.
- Glossário temático: saúde suplementar / Ministério da Saúde, Agência Nacional de Saúde Suplementar. – 3. ed. – Brasília: Ministério da Saúde, 2017.144 p.
- Jenkinson, A. F. (1955). The frequency distribution of the annual maxi-mum (or minimum) values of meteorological events, *Quarterly Journal of the Royal Meteorology Society*, 81, 158-171.
- Leonelli M (2025). “extrememix R package.” *arXiv*. <https://manueleleonelli.r-universe.dev/extrememix#readme>
- Nascimento, F. F., Gamerman, D. e Lopes, H. F. (2012). Semiparametric Bayesian approach to extreme estimation. *Statistics and Computing*, 22, 661-675.
- Nascimento, F. F. (2012). Modelos Probabilísticos Para Dados Extremos: Teoria e Aplicações, UFPI – Universidade Federal do Piauí.
- Pickands, J. (1975). Statistical inference using extreme order statistics, *Annals of Statistics*, 3, 131-199.
- von Mises, R. (1954). La distribution de la plus grande de n valeurs, *American Mathematical Society: Selected Papers*, 2, 271-294.

Beatriz Pimenta
Nora

MODELOS DE PRECIFICAÇÃO ATUARIAL DE LETRA DE RISCO E SEGURO PARA CATÁSTROFE CLIMÁTICA NO BRASIL

RESUMO

Este trabalho analisa a viabilidade da adaptação dos *Cat Bonds*, instrumentos de transferência de risco amplamente utilizados em mercados internacionais, ao contexto brasileiro. Foram revisadas as estruturas de *Insurance-Linked Securities* (ILS) no cenário global e utilizados dados da Susep sobre inundações (2016–2021), complementados por registros recentes de eventos climáticos extremos. A modelagem considerou três abordagens: duas não sazonais, baseadas em estudos internacionais com intensidade constante das perdas, e uma terceira que incorporou explicitamente a sazonalidade das inundações. Os resultados indicam que, embora mais complexa, a modelagem sazonal proporciona maior aderência à realidade do risco, reforçando sua relevância para a precificação de *Cat Bonds* em contextos climáticos bem definidos.

Palavras-chave: *Cat Bonds*; *Insurance-Linked Securities*; Sazonalidade; Risco Climático; Mercado Segurador Brasileiro.

1. INTRODUÇÃO

Em 2022, a Superintendência de Seguros Privados (Susep) definiu o resseguro tradicional como a transferência de parte dos riscos de uma seguradora para resseguradores, por meio de contratos automáticos ou facultativos. Como alternativa, os *Insurance-Linked Securities* (ILS) permitem a transferência de riscos de catástrofes diretamente ao mercado de capitais, com cobertura colateralizada e prazos mais longos, sendo especialmente adequados para riscos de baixa frequência e alta severidade. Os ILS englobam diferentes modalidades de instrumentos financeiros, mas entre eles os *Catastrophe Bonds* (*Cat Bonds*) se destacam como os mais conhecidos e amplamente utilizados, por oferecerem proteção robusta contra riscos extremos e alta visibilidade no mercado internacional.

O desenvolvimento dos ILS foi impulsionado após o furacão Andrew (1992), que expôs limitações da oferta de resseguro. Nesse cenário, surgiram os *Cat Bonds*, com destaque para a Hannover Re, que emitiu a primeira securitização em 1994 (KOVER), e para a USAA, que consolidou o modelo em 1997 com

a emissão do Residential Re. O mercado se expandiu nas décadas seguintes, em resposta a eventos de grande impacto como o furacão Katrina (2005) e os desastres de 2011, terremoto e tsunami no Japão, enchentes na Tailândia e terremoto em Christchurch, na Nova Zelândia. Em 2020, o volume total de ILS alcançou US\$ 91 bilhões, dos quais US\$ 46,4 bilhões em *Cat Bonds*.

No Brasil, os ILS foram regulamentados como Letras de Risco de Seguro (LRS) pelas Resoluções CNSP nº 396/2020 e nº 453/2022, que instituíram as Sociedades Seguradoras de Propósito Específico (SSPEs), responsáveis pela emissão desses títulos. Em maio de 2025, ocorreu a primeira emissão de LRS, no valor de R\$ 33,7 milhões, estruturada pelo IRB(Re) e Andrina em parceria com o Itaú BBA. Embora não configure um *Cat Bond* nos moldes internacionais, a operação representou um marco para o mercado brasileiro ao inaugurar a securitização de riscos via capital privado e reforçar a convergência com práticas globais de transferência de risco.

O presente estudo busca adaptar modelos internacionais de precificação de *Cat Bonds* ao contexto brasileiro, estimando seu preço justo a partir de revisões bibliográficas e modelagens estatísticas. Foram consideradas abordagens com e sem sazonalidade, baseadas em dados da Susep sobre inundações ocorridas entre 2016 e 2021.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

“Os títulos catastróficos oferecem a entidades como resseguradoras e governos a oportunidade de mitigar sua exposição ao risco de eventos climáticos extremos, os quais podem resultar em grandes perdas econômicas e sociais” (Flores e Hernández-Pacheco, 2023, p. 3).

Segundo o centro nacional de monitoramento e alertas de desastres naturais (Cemaden 2020) as projeções de eventos de chuvas extremas, associadas a diferentes cenários de aquecimento global, indicam um aumento tanto na frequência quanto na intensidade desses fenômenos. Esse quadro eleva significativamente os riscos de desastres geo-hidrológicos no Brasil, com destaque para o crescimento do risco de deslizamentos e inundações em grande parte do território nacional, sobretudo nas regiões Sudeste e Sul.

Ainda, segundo Tabari (2020), o aumento da intensidade da precipitação extrema, impulsionado pelas mudanças climáticas, tende a elevar tanto a frequência quanto a severidade das inundações, gerando impactos significativos sobre os ecossistemas, as sociedades e a economia.

Em conjunto com os efeitos das mudanças climáticas, a urbanização desordenada contribui significativamente para maior suscetibilidade das áreas urbanas às inundações. Segundo Nobre et al. (2010), o agravamento dos problemas de drenagem nas cidades brasileiras está diretamente associado à ocupação de áreas vulneráveis, como fundos de vale, à supressão de áreas verdes e à crescente impermeabilização do solo. Além disso, o processo de favelização intensifica ainda mais esse cenário de risco.

Esses fatores auxiliam o aumento da frequência dos eventos climáticos extremos recentes no Brasil. Em fevereiro de 2023, o Litoral Norte de São Paulo foi palco de um evento climático sem precedentes, marcado por um

volume recorde de chuvas acumuladas em apenas 24 horas. Segundo o meteorologista Marcelo Seluchi, do Centro Nacional de Monitoramento e Alertas de Desastres Naturais (Cemaden), a atuação simultânea de uma frente fria intensa, uma área de baixa pressão atmosférica e a elevação do nível do mar dificultaram o escoamento da água da chuva, intensificando inundações e deslizamentos na região, conforme destacado em reportagem da *BBC News Brasil* (2023). A mesma reportagem mostra que, em São Sebastião, foram registrados 640mm de chuva em apenas um dia, o que representa mais do que o triplo do volume observado no evento extremo anterior documentado na cidade, em 2014, quando choveu 179mm em dez horas. Esses dados reforçam os alertas sobre a crescente vulnerabilidade do país frente à intensificação dos extremos climáticos.

A tragédia climática que assolou o Rio Grande do Sul em 2024 ilustra o agravamento dos efeitos das mudanças climáticas sobre a frequência e intensidade dos desastres naturais no país. De acordo com o MapBiomas, quase dois terços ou 61% dos municípios do Rio Grande do Sul foram atingidos pelas fortes chuvas ocorridas em abril e maio de 2024. A análise, baseada em imagens de satélite, revelou que áreas utilizadas para a produção agropecuária foram as mais afetadas, com mais de um milhão de hectares impactados, representando 64,2% do total ocupado por essas atividades no estado. Além disso, 234 municípios tiveram suas áreas urbanas atingidas, sendo que, em Eldorado do Sul, a área afetada superou 66%.

Dante desse cenário, o físico Paulo Artaxo, em entrevista à revista *FCW Cultura Científica*, destacou que, conforme projeções do relatório do IPCC, publicado em 2023, com o avanço do aquecimento global, eventos extremos como as chuvas intensas que atingiram o Rio Grande do Sul, antes considerados raros, com recorrência média de 50 anos, poderão se tornar quase 40 vezes mais frequentes e até cinco vezes mais intensos em um cenário de elevação de 3°C na temperatura global. Segundo o pesquisador, essa projeção evidencia a insustentabilidade do modelo atual de desenvolvimento econômico e reforça a urgência de medidas efetivas de mitigação e adaptação frente à crise climática.

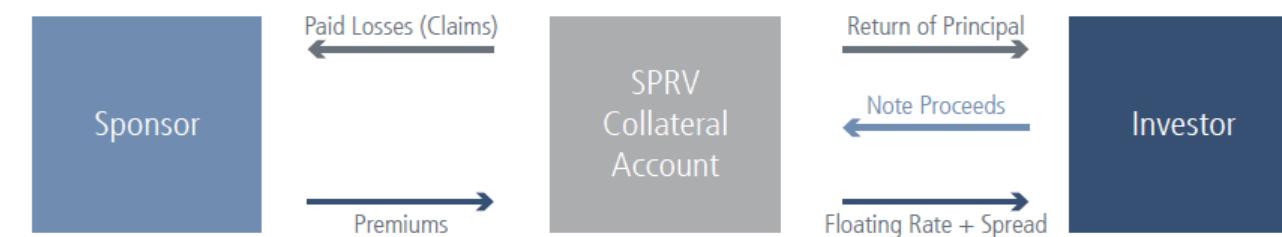
Nesse contexto, a crescente ocorrência de eventos extremos exige o uso de ferramentas estatísticas capazes de modelar adequadamente perdas severas e de baixa frequência. A Teoria dos Valores Extremos (EVT) tem se destacado nesse campo, especialmente na modelagem catastrófica, por possibilitar a estimativa de probabilidades e severidades associadas a eventos fora do padrão histórico. Conforme apontado por Grossi et al. (2006), esse tipo de modelagem oferece suporte técnico essencial à gestão de riscos tanto no setor público quanto no setor privado, sendo também fundamental para a estruturação de instrumentos financeiros como os *Cat Bonds*, que dependem de métricas de risco de eventos extremos para precificação e definição de gatilhos de pagamento.

Os *Cat Bonds* surgem como uma alternativa ao resseguro tradicional, que, historicamente, oferece cobertura para eventos de alto impacto, conforme observa Flores. Embora as inundações sejam classificadas como riscos de alta frequência e baixa severidade, elas permanecem sub-representadas nesse mercado, principalmente devido à dimensão ainda limitada do setor de seguros

voltado a esse tipo de evento. Segundo Xu et al. (2022), os *Cat Bonds* permitem uma alocação mais eficiente das perdas catastróficas, uma vez que são majoritariamente financiados por investidores do mercado financeiro, complementados por prêmios pagos pela parte interessada na proteção.

Estruturalmente, os *Cat Bonds* fazem parte do mercado de títulos vinculados a seguros, conforme apontam Diflore et al. (2021). Esses instrumentos são classificados como títulos de renda fixa e, em geral, são emitidos com taxa de juros flutuante e cláusulas que preveem a possível perda do principal em caso de ocorrência do evento catastrófico segurado.

Figura 1- Elementos estruturais de um *Cat Bond*



Fonte: DIFIORE, P. et al, 2021.

Os *sponsors*, geralmente resseguradoras ou governos, assumem a posição de cedentes do risco e pagam os prêmios de seguro, os quais são depositados em uma conta colateral administrada por um Veículo de Propósito Específico para Resseguro (SPRV). Essa conta é estruturada de maneira independente, garantindo a separação entre patrocinadores e investidores, evitando a exposição ao risco de contraparte, ou seja, à possibilidade de uma das partes não cumprir suas obrigações contratuais.

Por sua vez, os investidores realizam o aporte de capital no momento da emissão do *Cat Bond*, valor que também é alocado no SPRV. Em contrapartida, os investidores recebem cupons calculados a partir de uma taxa flutuante e têm direito ao resgate do valor principal no vencimento, desde que o gatilho catastrófico previsto no contrato não seja acionado.

Segundo Edesess (2014), caso o *Cat Bond* seja acionado, os investidores podem não receber parte ou até mesmo a totalidade do valor principal no vencimento, a depender da estrutura contratual do título. Nessa circunstância, o sponsor é indenizado conforme os termos previamente estabelecidos. Essa indenização, no entanto, não ocorre de forma automática: para que os recursos do *Cat Bond* sejam liberados, é necessário que ocorra um evento que atenda a critérios técnicos definidos em contrato, conhecidos como mecanismos de gatilho, os quais determinam quando e em que condições os pagamentos aos patrocinadores devem ser efetuados.

Esses gatilhos variam quanto à forma de definição e apuração do evento coberto, e sua escolha impacta diretamente a rapidez no pagamento da indenização, o nível de aderência às perdas reais do patrocinador e a complexidade operacional da estrutura. Na tabela 1, são apresentados os principais formatos de gatilho utilizados nesse tipo de instrumento, com suas respectivas características:

Tabela 1- Comparação entre os principais mecanismos de gatilho em títulos de *Cat Bonds*

Mecanismo de gatilho	Rapidez de pagamento	Precisão em refletir perdas reais	Complexidade operacional	Observações principais
Indenizatório	Baixa	Alta	Alta	Baseado nas perdas reais do patrocinador. Requer auditoria detalhada.
Perda Modelada	Média	Média	Média	Baseado em modelo predefinido que estima as perdas com base em parâmetros físicos do evento.
Índice da Indústria	Média	Média	Baixa	Baseado em índices padronizados das perdas totais do setor de seguros.
Paramétrico	Alta	Média	Baixa	Acionado por dados físicos mensuráveis do evento, o que permite pagamento rápido e independente de verificação de perdas.

Fonte: Elaboração própria com base em GIERTZ (2014).

O gatilho indenizatório, por se basear nas perdas reais do patrocinador, oferece maior aderência aos prejuízos efetivamente sofridos. No entanto, exige auditorias detalhadas e processos de verificação complexos, o que tende a tornar os pagamentos mais lentos. O gatilho de perda modelada apresenta-se como uma solução intermediária, pois estima as perdas com base em parâmetros físicos do evento, como velocidade do vento ou magnitude de terremotos, processados por modelos previamente aprovados. Já o gatilho por índice da indústria utiliza estimativas agregadas de perdas do setor segurador, favorecendo a padronização e a agilidade na liberação dos recursos, embora com maior risco de desconexão entre o valor pago e as perdas efetivas do patrocinador. Por fim, o gatilho paramétrico é acionado por variáveis físicas objetivas e mensuráveis, o que permite pagamentos quase imediatos, embora com menor precisão em relação às perdas financeiras reais, ampliando o risco de base.

Cada modelo está associado a diferentes tipos de risco. O risco de base é mais acentuado nos gatilhos paramétricos e por índice da indústria, dado que os pagamentos podem não refletir fielmente os prejuízos do patrocinador; o risco de modelagem está mais presente no mecanismo de perda modelada, devido à dependência de simulações e parâmetros que podem não capturar adequadamente a realidade; e o risco de liquidez é mais elevado no gatilho indenizatório, em razão do tempo prolongado necessário para auditorias e validação das perdas. A escolha do mecanismo de gatilho, portanto, deve considerar esses fatores em conjunto com o perfil do risco transferido e os objetivos da operação.

Com base nessa dinâmica de risco e acionamento, os prêmios de seguro e os recursos obtidos com a emissão dos títulos são aplicados pelo SPRV em ativos líquidos, geralmente títulos públicos de alta liquidez, permanecendo investidos até o vencimento do *Cat Bond* ou até que ocorra um evento que acione seu gatilho.

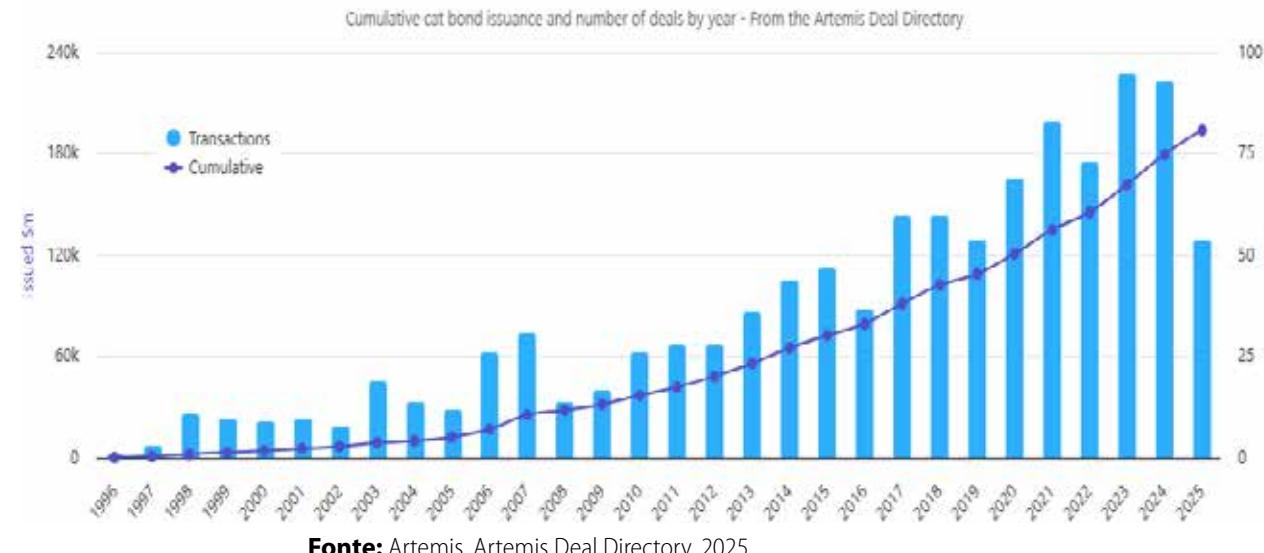
Com isso, o artigo de Flores e Hernández-Pacheco (2023) propõe um modelo de precificação para *Cat Bonds* voltado ao risco de inundações em Orleans Parish, utilizando simulações de Monte Carlo em um cenário multiperíodo com taxas de juros estocásticas, modelo de *Vasicek*. As perdas extremas são modela-

das pela abordagem *Peaks Over Threshold (POT)*, sendo testadas diferentes distribuições. Após análises, a Exponentiated Weibull foi adotada como base para as simulações, por apresentar melhor ajuste às caudas das perdas. O modelo também considera um prêmio de risco fixo e estima o valor presente dos fluxos de caixa, condicionado à ativação do gatilho catastrófico.

Já por outra perspectiva, o artigo de Mildenhall (2023) propõe um modelo para a precificação de *Cat Bonds* associados a riscos sazonais, como furacões, utilizando fundamentos da matemática atuarial. A proposta baseia-se no princípio da equivalência, em que o valor presente esperado dos prêmios pagos pelo *sponsor* deve ser igual ao valor presente esperado dos pagamentos aos investidores, considerando as perdas esperadas. Para incorporar a sazonalidade, o modelo utiliza um processo de Poisson não homogêneo, ajustado com uma função de densidade periódica que representa a distribuição temporal do risco. O autor demonstra que o valor do *Cat Bond* varia ao longo do ano, sendo mais elevado quando emitido próximo ao pico da temporada de desastres. Como alternativa, sugere o uso de cupons variáveis proporcionais à densidade de risco ao longo do tempo, o que permitiria estabilizar o valor do título independentemente da data de emissão.

3. EXPERIÊNCIAS PRÁTICAS NO CENÁRIO INTERNACIONAL

A Figura 2 evidencia o crescimento das emissões de *Cat Bonds* desde 1996, refletindo a consolidação desses instrumentos como ferramenta eficaz na gestão de riscos catastróficos e destacando o potencial da LRS para inserir o Brasil de forma estratégica neste mercado internacional.

Figura 2 – Crescimento das emissões de *Cat Bond* desde 1996

Fonte: Artemis, Artemis Deal Directory, 2025.

O gráfico destaca um crescimento consistente nas emissões de *Cat Bonds* e ILS desde a década de 2000, com destaque para os saltos observados a partir de 2013. Entre 2013 e 2020, o mercado demonstrou incrementos anuais progressivos, com aumentos médios no volume de emissão próximos a

US\$10 bilhões por ano. O maior delta é observado entre 2022 e 2023, quando o volume emitido ultrapassou a marca dos US\$ 180 bilhões, refletindo um aumento significativo na demanda por instrumentos financeiros ligados à cobertura de riscos extremos.

A tendência se manteve em 2024, com novo recorde de emissões, consolidando o período 2022 a 2024. Essa aceleração revela tanto a confiança dos investidores nesse tipo de ativo quanto a intensificação da busca por soluções estruturadas diante da crise climática que o mundo enfrenta. A seguir, apresentam-se experiências reais que demonstram como os países têm estruturando esses títulos para proteger suas economias diante de riscos extremos.

3.1. EMISSÃO DO CAT BOND DA JAMAICA

Em julho de 2021, a Jamaica emitiu *Cat Bond*, no valor de US\$185 milhões, com apoio do Banco Mundial. O título foi concebido para oferecer proteção financeira frente a eventos extremos de ciclones tropicais, com cobertura para as temporadas de furacões entre 24 de julho de 2021 e 21 de dezembro de 2023.

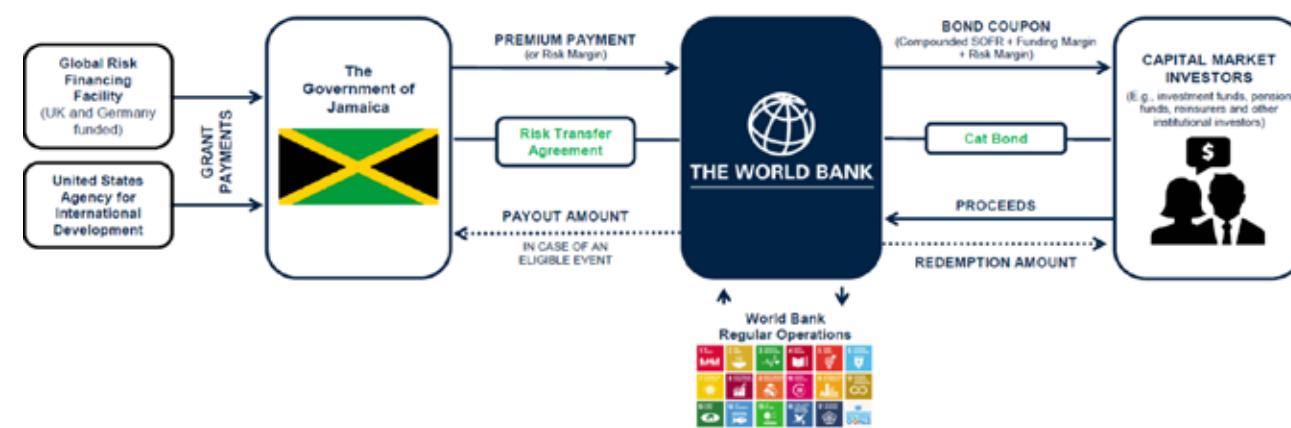
O gatilho adotado foi o modelo paramétrico denominado *cat-in-a-grid*, uma inovação que consiste em posicionar uma malha geográfica sobre a Jamaica e regiões oceânicas próximas. Cada segmento da malha possui um limiar específico de pressão atmosférica central. E o pagamento é acionado se um furacão identificado e oficialmente registrado atravessar uma dessas áreas e apresentar pressão central igual ou inferior ao limite estabelecido, uma vez que, quanto menor a pressão central, maior a intensidade do furacão.

A estrutura de pagamento do *Cat Bond* da Jamaica foi baseada em uma escala móvel proporcional à severidade da tempestade, estabelecendo um pagamento mínimo de 30% e máximo de 100% do valor principal, conforme a intensidade do evento. A perda esperada foi estimada em 1,52% ao ano, representando a média ponderada das perdas projetadas com base na probabilidade e severidade dos eventos cobertos ao longo da vigência do título. Esse indicador é essencial tanto para a precificação atuarial quanto para a avaliação da atratividade do investimento no mercado de risco.

Já a probabilidade de ativação do gatilho foi calculada em 2,37% ao ano, indicando a chance de ocorrência de um evento que atinja o limiar mínimo necessário para acionar a cobertura. Em contrapartida ao risco assumido, os investidores receberam uma remuneração anual de 4,4%, conhecida como *risk margin*, paga durante todo o período de cobertura.

A emissão do *Cat Bond* da Jamaica em 2021 contou com uma estrutura inovadora que envolveu diversos agentes internacionais e mecanismos específicos de transferência de risco. A Figura 3 apresenta a estrutura operacional do título, evidenciando o fluxo de recursos e obrigações entre os participantes envolvidos.

Figura 3 – Estrutura do *Cat Bond* Jamaica 2021



Fonte: World Bank, 2021.

A estrutura foi patrocinada pelo governo jamaicano e contou com apoio técnico do Banco Mundial, que também atuou como emissor dos títulos. Parte dos custos de transação e do prêmio de risco foi subsidiada pelo *Global Risk Financing Facility (GRiF)*, fundo administrado pelo Banco Mundial com recursos de parceiros internacionais e pela *United States Agency for International Development (USAID)*, agência de cooperação dos Estados Unidos. Investidores adquiriram os títulos e, em troca, receberam cupons com uma margem adicional de risco. Em caso de evento climático extremo que atendesse aos critérios paramétricos, os recursos seriam pagos ao governo; caso contrário, o capital seria devolvido ao investidor no vencimento. A estrutura destaca a capacidade dos *Cat Bonds* de fortalecer a resiliência financeira de países vulneráveis, ao unir soluções de mercado com cooperação financeira internacional.

3.2. EMISSÃO DO CAT BOND NO MÉXICO

O México é um dos países pioneiros no uso de títulos de catástrofe como ferramenta de gestão financeira de riscos climáticos e geofísicos. Através do *FONDEN* (*Fideicomiso Fondo de Desastres Naturales*), o país vem utilizando *Cat Bonds* desde 2006 para ampliar sua resiliência fiscal diante de desastres naturais, como terremotos e furacões. Em 2024, o México renovou essa estratégia com a emissão de quatro títulos de catástrofe, totalizando US\$ 595 milhões em cobertura, com vigência de 4 anos.

A figura 4 destaca as principais características técnicas dos quatro *Cat Bonds* emitidos pelo México em 2024, no âmbito do programa de fortalecimento da resiliência fiscal frente a eventos extremos. Cada classe representa um tipo específico de risco: terremotos de baixa e alta severidade, além de furacões no Atlântico e no Pacífico. Estão detalhados parâmetros essenciais. Esses dados são fundamentais para compreender o perfil de risco de cada título, sua atratividade para o mercado e a eficácia do instrumento como ferramenta de gestão de risco soberano.

Figura 4- Parâmetros Atuariais e Financeiros dos Títulos de Catástrofe Mexicanos

Class	Class A	Class B	Class C	Class D
Perils	Low risk earthquake	High risk earthquake	Atlantic hurricane	Pacific hurricane
Coverage amount	\$225 million	\$70 million	\$125 million	\$175 million
Risk period	4 years	4 years	4 years	4 years
Trigger type	Cat-in-a-grid	Cat-in-a-grid	Cat-in-a-gate	Cat-in-a-gate
Payout structure	Stepped linear payout function: 30% to 70% and 70% to 100% of principal			
Risk statistics (annual):				
Expected loss	0.90%	5.84%	5.69%	4.09%
Attachment prob.	1.17%	8.30%	7.96%	6.26%
Exhaustion prob.	0.48%	3.76%	4.01%	2.54%
Risk margin	4.0%	11.0%	13.5%	12.0%

Fonte: World Bank, 2024.

O governo mexicano atua como patrocinador e beneficiário dos pagamentos em caso de eventos extremos, enquanto o Banco Mundial desempenha o papel de emissor dos títulos, conectando o país aos investidores no mercado internacional. A estrutura é financiada parcialmente por entidades parceiras, como o *GRIF* e a *USAID*, que contribuem com subsídios para viabilizar a operação.

Os recursos captados são divididos em quatro classes de risco, conforme o tipo de catástrofe natural e a intensidade do risco associado. A Classe A cobre terremotos de baixo risco, oferecendo a maior cobertura igual a US\$ 225 milhões, mas com os menores índices de perda esperada igual a 0,90% e uma remuneração de 4,0% a cada ano durante o período de vigência do título, refletindo seu caráter conservador. Já a Classe B é voltada a terremotos de alta severidade, com menor cobertura de US\$ 70 milhões, mas com os maiores indicadores de risco: perda esperada de 5,84%, alta probabilidade de ativação, 8,30%, e remuneração de 11,0%. Essas classes utilizam o gatilho do tipo *cat-in-a-grid*, no qual o pagamento é acionado com base em parâmetros geográficos e de intensidade sísmica.

As classes C e D cobrem furacões no Atlântico e no Pacífico, respectivamente. A Classe C possui perda esperada de 5,69%, margem de risco de 13,5% e cobertura de US\$ 125 milhões, enquanto a Classe D apresenta perda esperada de 4,09%, remuneração de 12,0% e cobertura de US\$ 175 milhões. Ambas utilizam gatilhos do tipo *cat-in-a-gate*, que consideram a localização e a intensidade do evento para determinar o pagamento. Essas classes representam uma estratégia de diversificação do risco climático por meio de instrumentos financeiros parametrizados, com retorno proporcional ao grau de exposição assumido pelos investidores.

4. METODOLOGIA

4.1. MODELO DE PRECIFICAÇÃO NÃO SAZONAL

Essa modelagem é inspirada no estudo de caso de New Orleans apresentado por Flores e Hernández-Pacheco (2023), no qual é estruturado um *Cat Bond* voltado para enchentes, utilizando simulação de Monte Carlo combinada

com a teoria dos valores extremos. No modelo, o título é emitido com valor de principal de US\$ 100, ou seja, o montante que o investidor deve receber no vencimento do título. A partir disso, os cupons trimestrais são calculados da seguinte forma:

$$c_t = 100 \times (s + r_t) \quad (1)$$

em que s é o *spread* e r_t é a taxa de juros modelada pelo processo de *Vasicek*:

$$dr_t = \kappa(\theta - r_t) dt + \sigma dW \quad (2)$$

A devolução do principal é contingente à magnitude das perdas máximas $\max(L_t)$, definidas por faixas que reduzem o valor resgatado conforme a severidade do evento. Então a devolução do principal é expressa por:

$$\hat{C} = \begin{cases} 100 + c_{12}, & \text{se } (L_t) \in [0, 0.5M] \\ \frac{2}{3}100 + c_{12}, & \text{se } (L_t) \in [0.5M, 0.75M] \\ \frac{1}{3}100 + c_{12}, & \text{se } (L_t) \in [0.75M, M] \\ c_{12}, & \text{se } (L_t) \in [M, \infty) \end{cases} \quad (3)$$

As perdas seguem uma distribuição *Weibull*, apropriada para eventos extremos com caudas pesadas. O preço justo do título é obtido pelo valor presente esperado dos fluxos descontados:

$$v_t = e^{-(j+r_t)t} \quad (4)$$

em que j é um prêmio de risco fixo. A aplicação dessa metodologia em cenários brasileiros permitirá testar diferentes parâmetros de spread, frequência de eventos e níveis de exposição, contribuindo para o desenvolvimento de diretrizes regulatórias e estruturas operacionais para *Cat Bonds* no país.

4.2. MODELAGEM DE PRECIFICAÇÃO COM SAZONALIDADE

A precificação de um *Cat Bond*, conforme proposto por Mildenhall (2023), baseia-se na aplicação direta do princípio da equivalência atuarial, amplamente utilizado na modelagem de seguros de vida. De acordo com esse princípio, o valor presente esperado dos prêmios deve ser igual ao valor presente esperado dos benefícios futuros, acrescido das despesas associadas (JEWELL, 1980).

A adoção desse referencial teórico se justifica pela semelhança estrutural entre os *Cat Bonds* e os contratos de seguros de vida contínuos. Em ambos os casos, há incerteza tanto sobre o momento de ocorrência do evento segurado quanto ao montante total de prêmio que será efetivamente arrecadado ao longo do tempo.

Para fins de modelagem atuarial, a aplicação do princípio da equivalência requer a representação explícita dos fluxos de caixa associados à estrutura de um *Cat Bond*, observados sob a ótica do investidor. Tais fluxos correspondem às movimentações financeiras ao longo da vigência do título, incluindo o aporte inicial de recursos, o recebimento periódico de juros e cupons, o eventual pagamento de sinistro ao patrocinador e a devolução do principal em diferentes condições de ocorrência do evento segurado.

Tabela 2 – Fluxos de caixa associados a um *Cat Bond*

Fluxo	Descrição	Sinal	Fórmula do Valor Presente
1	Depósito do principal	-	L
2	Transferência dos juros	+	$\delta L \bar{a}_{T_x \wedge n} = L(1 - e^{-\delta(T_x \wedge n)})$
3	Spread (cupom adicional)	+	$c L \bar{a}_{T_x \wedge n}$
4	Devolução parcial do principal se $T_x < n$	+	$L e^{-\delta T_x} \cdot 1_{T_x < n}$
5	Pagamento da indenização se $T_x < n$	-	$Y L e^{-\delta(T_x \wedge n)} \cdot 1_{T_x < n}$
6	Devolução do principal se $T_x \geq n$	+	$L e^{-\delta n} \cdot 1_{T_x \geq n}$

Fonte: Adaptado de MILDENHALL 2023.

Cada fluxo, na tabela 2, está vinculado a uma condição específica e ocorre em diferentes momentos da vigência do título. Observa-se que os fluxos 4, 5 e 6 são fluxos contingentes, isto é, dependem da ocorrência, ou não, do evento catastrófico ao longo do prazo contratual. Caso o evento ocorra antes do vencimento, são ativados os fluxos 4 e 5, referentes à devolução parcial do principal e ao pagamento da indenização, respectivamente. Na ausência de evento até o vencimento do título, observa-se o fluxo 6, correspondente à devolução integral do principal ao investidor.

Os fluxos 2 e 3 são calculados por meio de anuidades atuariais descontadas até o tempo $T_x \wedge n$, permitindo uma analogia direta com apólices de seguro de vida de prazo contínuo. Essa aproximação é relevante, pois viabiliza a utilização de ferramentas clássicas da matemática atuarial na precificação de instrumentos financeiros ligados a riscos catastróficos.

Por fim, vale ressaltar que, conforme demonstrado por Mildenhall (2023), os fluxos 1, 2, 4 e 6 se anulam no valor presente líquido. A partir dessa simplificação, aplica-se o princípio da equivalência atuarial considerando apenas os fluxos economicamente relevantes: o *spread* recebido pelo investidor e a perda esperada em caso de sinistro. A equação destacada abaixo expressa essa equivalência sob forma de valor presente esperado na data da emissão:

$$\text{VPE na emissão} = (c \bar{a}_{T_x \wedge n} - Y e^{-\delta(T_x \wedge n)} \cdot 1_{T_x < n}) L \quad (5)$$

Nesta equação, C representa o *spread* pago pelo patrocinador ao investidor, $\bar{a}_{T_x \wedge n}$ é a anuidade descontada até o tempo do evento ou vencimento,

e $E[Y e^{-\delta(T_x \wedge n)} \cdot 1_{T_x < n}]$ é o valor presente esperado da perda, ponderado pelo tempo de ocorrência e pela severidade. Assumindo independência entre a severidade Y e o tempo de ocorrência T_x então:

$$E[Y e^{-\delta(T_x \wedge n)} \cdot 1_{T_x < n}] = E[Y] \bar{A}_{T_x, \bar{n}} \quad (6)$$

Simplificando a VPE na emissão

$$c = E[Y] \frac{\bar{A}_{T_x, \bar{n}}}{\bar{a}_{T_x, \bar{n}}} \quad (7)$$

Se Y e T_x não forem independentes o cupom pode ser expresso por:

$$c = \frac{E[Y] \bar{A}_{T_x, \bar{n}} + \text{Cov}(Y, e^{-\delta T_x} \cdot 1_{T_x < n})}{\bar{a}_{T_x, \bar{n}}} \quad (8)$$

Investidores que alocam recursos em *Cat Bonds* por meio de SPVs podem incorrer em custos friccionais e custos de transação, associados a tributações, restrições regulatórias e despesas operacionais. Embora essas taxas sejam minimizadas pelo uso de SPVs, ainda podem ser modeladas como um imposto contínuo τ e um carregamento fixo E . Ambos são facilmente incorporados à fórmula do prêmio puro, resultando na expressão ajustada:

$$c = \frac{E[Y] \bar{A}_{T_x, \bar{n}}^1 + E}{\bar{a}_{T_x, \bar{n}}} \quad (9)$$

O modelo assume que $E = 0$, dada a facilidade de incorporar tais elementos ao cálculo final.

Para que seja possível calcular a taxa de prêmio c , conforme apresentada na equação, é necessário especificar uma modelagem para a variável aleatória T_x , que representa o tempo até a ocorrência de um evento catastrófico. Considera-se que o título foi emitido em uma data fracionária x , com $0 \leq x \leq 1$, correspondente a uma fração do ano a partir de 1º de janeiro.

O artigo adota, para isso, um modelo baseado em um processo de Poisson não homogêneo, cuja intensidade de ocorrência dos eventos é descrita por uma função $\lambda_{(x+t)}$, que corresponde à taxa de intensidade, conceito análogo à força de mortalidade na matemática atuarial. Nesse contexto, a probabilidade de sobrevivência ao risco catastrófico até o instante t , ou seja, a probabilidade de o evento não ocorrer até o tempo t é expressa por:

$$\text{Pr}(T_x > t) = {}_t p_x = \exp\left(-\int_0^t \lambda_{x+s} ds\right). \quad (10)$$

Com base nessa formulação, estima-se a função $\lambda_{(x+t)}$ a partir de dados históricos, medida P , ajustando-se posteriormente para refletir riscos de mercado quando necessário, medida Q .

A taxa de ocorrência efetiva considerada na modelagem de *Cat Bonds* pode ser obtida a partir da taxa anual bruta de eventos λ_t e da probabilidade de que a severidade do evento exceda o ponto de adjunção (α). Essa relação é expressa

por meio da função de cauda da distribuição de perdas $S(x) = Pr(X > x)$, também conhecida como função de probabilidade excedente (Mitchell-Wallace et al., 2017). Assim, a taxa ajustada de ocorrência de eventos segurados para um título com ponto de adjunção α é dada por: $\lambda_t S(a)$ (11)

Para riscos sazonais, como as inundações, cuja incidência é concentrada em determinados períodos do ano, a taxa de ocorrência instantânea pode ser representada como uma função periódica no tempo: $\lambda_t = \lambda \cdot \mu_t$. (12)

Nessa formulação, λ corresponde à taxa média anual de eventos, estimada com base em dados históricos, e μ_t é uma função periódica, que descreve a distribuição temporal dos eventos ao longo do ano. Com essa especificação, os eventos seguem um processo de Poisson não homogêneo no tempo, o que permite calcular, por exemplo, a probabilidade de não ocorrência de eventos no intervalo de t até $t + dt$, dada por: $e^{(-\lambda \mu_t dt)}$ (13)

Como a intensidade dos eventos varia com o tempo, os valores presentes esperados dos fluxos de caixa do título, tanto os pagamentos de prêmio quanto as perdas esperadas, também se alteram conforme o momento da emissão. Por essa razão, a equação $c_x = \frac{E[V|\bar{A}_{x,1}]}{\bar{a}_{x,1}}$ (14) é utilizada para refletir essas variações sazonais. Nela, $\bar{A}_{x,1}$ e $\bar{a}_{x,1}$ são calculados levando em conta a função λ_t , o que permite ajustar o valor do cupom de forma precisa ao perfil temporal de risco associado à data efetiva x . Dessa forma, constata-se que o valor do cupom vai se alterar significativamente em função da data de emissão do título.

4.3. SIMULAÇÃO DE PREÇOS E ANÁLISE DE SENSIBILIDADE

Com o propósito de estimar o preço justo do *Cat Bond* de inundações para o Brasil, foram elaborados três modelos de precificação. Os dois primeiros seguiram a metodologia de Flores & Hernández-Pacheco (2024), sem considerar efeitos sazonais, enquanto o terceiro incorporou a sazonalidade por meio do método proposto por Mildenhall (2023).

Nos dois primeiros modelos o valor do principal (F) adotado foi de 100 mil reais, representando o montante garantido ao investidor. A perda máxima (M) foi estabelecida como 10% do valor total das perdas ocorridas no Rio Grande do Sul em 2024, equivalente a R\$ 1,22 bilhão, considerando o balanço divulgado pela Confederação Nacional de Municípios (CNM), que estimou os prejuízos totais em R\$ 12,2 bilhões (CNM, 2024).

A taxa flutuante de referência (r_t) foi definida com base no CDI de 2024, considerando as variações mensais observadas ao longo do período, segundo dados do Banco Central do Brasil, sistematizados pelo portal Brasil Indicadores. Já o prêmio de risco (j) foi definido a partir da margem de risco utilizada no *Cat Bond* da Jamaica, de 4,4% ao ano, mas foi convertido para a taxa mensal equivalente de aproximadamente 0,36%, visto que o título desenhado neste estudo adota o horizonte de 12 meses. Para trazer o valor principal e dos cupons a valor presente, adotou-se a metodologia apresentada por Berger (2015, p. 113), amplamente utilizada no mercado financeiro brasileiro, o que garante maior aderência da modelagem às práticas nacionais de precificação de títulos.

No modelo 1, as perdas representativas (L_t) foram definidas a partir de três eventos climáticos relevantes no Rio Grande do Sul. O primeiro evento considerado corresponde à cheia que atingiu o município de Itaqui em 2017, resultando

em R\$ 255 milhões em prejuízos (FAMURS/CNM, 2017). A segunda refere-se aos temporais registrados entre abril e maio de 2023, que totalizaram R\$ 275.300.000,00 (CNM 2023). O terceiro valor adotado corresponde às enxentes de setembro de 2023 no Vale do Taquari, com prejuízos estimados em R\$ 1.300.000.000,00 (CNM, 2023). Devido ao valor elevado, considerou-se apenas 10% do montante, ou seja, R\$ 130 milhões, para fins de modelagem.

Tabela 3- Projeção do Fluxo de Caixa Mensal Descontado do *Cat Bond* (Modelo 1)

Mês	L_t / M	C	r_t	VP_t
1	0,00	R\$ 0,00	0,0097	R\$ 0,00
2	0,00	R\$ 0,00	0,0080	R\$ 0,00
3	0,00	R\$ 0,00	0,0083	R\$ 0,00
4	0,21	R\$ 0,00	0,0089	R\$ 0,00
5	0,23	R\$ 0,00	0,0083	R\$ 0,00
6	0,00	R\$ 0,00	0,0079	R\$ 0,00
7	0,00	R\$ 0,00	0,0091	R\$ 0,00
8	0,00	R\$ 0,00	0,0087	R\$ 0,00
9	0,11	R\$ 0,00	0,0084	R\$ 0,00
10	0,00	R\$ 0,00	0,0093	R\$ 0,00
11	0,00	R\$ 0,00	0,0079	R\$ 0,00
12	0,00	R\$ 66.666,67	0,0093	R\$ 57.152,85

Fonte: Adaptado de Flores & Hernández-Pacheco (2024), Berger (2015) e dados do CDI – Banco Central do Brasil (2024).

O resultado demonstra que o preço do *Cat Bond* é fortemente influenciado pela relação entre as perdas mensais e a perda máxima estabelecida (L_t / M), bem como pelas taxas de desconto aplicadas. A proporção das perdas traduz a intensidade dos desastres no período, o que reduziu o principal inicial de 100 mil reais para aproximadamente R\$ 66,7 mil. Já as taxas utilizadas na modelagem, definidas a partir de referências de *Cat Bonds* internacionais e ajustadas para maior aderência ao mercado brasileiro, contribuíram para reduzir ainda mais o valor presente. Com isso, o preço justo final do título foi estimado em R\$ 57,2 mil, evidenciando a sensibilidade da precificação tanto à severidade dos eventos catastróficos quanto às condições do mercado financeiro.

No Modelo 2, as perdas representativas (L_t) foram obtidas por meio de simulações estatísticas, substituindo dados históricos. Para a severidade, utilizou-se a distribuição Pareto, considerando 12 observações (meses), com parâmetros ajustados para gerar valores compatíveis com desastres de grande impacto. A frequência foi modelada pela distribuição Binomial, com probabilidade de ocorrência de 25% ao longo do ano, o que resultou em três meses com perdas. O produto desses dois componentes forneceu os valores simulados de L_t . Os valores simulados de L_t ocorreram em agosto (cerca de R\$ 4,9 milhões), outubro (aproximadamente R\$ 12 milhões) e novembro (em torno de R\$ 19,5 milhões), enquanto os demais meses não apresentaram perdas.

Essa abordagem busca refletir a incerteza inerente aos eventos climáticos extremos, permitindo que o modelo capture tanto a frequência quanto a severidade das ocorrências. Assim, cria-se uma base alternativa e mais flexível para a precificação do *Cat Bond*, em contraste com o modelo anterior, que se apoiava exclusivamente em eventos históricos observados.

No Modelo 2, diferentemente do primeiro cenário em que não havia pagamento de cupons, o fluxo do título foi estruturado de forma a incluir cupons mensais. Para isso, além da taxa flutuante de referência (r_t), foi incorporado um componente adicional (s), correspondente ao *funding margin* de 0,19% a.a. observado em emissões internacionais, como a estrutura da Jamaica, convertido para base mensal que aproximadamente foi igual a 0,0158%, funcionando como uma taxa fixa somada à taxa flutuante, como é destacado na equação 1.

Tabela 4 - Projeção do Fluxo de Caixa Mensal Descontado do Cat Bond (Modelo 2)

Mês	L_t / M	c_t	C	r_t	VP_t
1	0,0000	R\$ 982,52	R\$ 0,00	0,0097	R\$ 969,66
2	0,0000	R\$ 816,02	R\$ 0,00	0,0080	R\$ 797,41
3	0,0000	R\$ 847,52	R\$ 0,00	0,0083	R\$ 817,93
4	0,0000	R\$ 903,22	R\$ 0,00	0,0089	R\$ 859,52
5	0,0000	R\$ 848,22	R\$ 0,00	0,0083	R\$ 799,41
6	0,0000	R\$ 804,12	R\$ 0,00	0,0079	R\$ 750,88
7	0,0000	R\$ 922,92	R\$ 0,00	0,0091	R\$ 845,06
8	0,0040	R\$ 883,32	R\$ 0,00	0,0087	R\$ 801,18
9	0,0980	R\$ 851,02	R\$ 0,00	0,0084	R\$ 764,72
10	0,0000	R\$ 943,82	R\$ 0,00	0,0093	R\$ 830,44
11	0,1598	R\$ 808,82	R\$ 0,00	0,0079	R\$ 712,99
12	0,0000	R\$ 947,22	R\$ 100.000,00	0,0093	R\$ 86.541,31

Fonte: Adaptado de Flores & Hernández-Pacheco (2024), Berger (2015) e dados do CDI – Banco Central do Brasil (2024).

O preço justo do *Cat Bond* no Modelo 2 foi estimado em R\$ 95.490,50, obtido pela soma dos cupons periódicos e do valor do principal, ambos trazidos a valor presente. O cálculo seguiu a metodologia proposta por Berger (2015), que aplica o método de desconto utilizado para títulos de renda fixa no Brasil. Esse procedimento garante que o valor encontrado representa a equivalência atuarial entre os fluxos de caixa futuros esperados e o risco efetivamente transferido, fornecendo uma medida consistente para a precificação do título.

Para o modelo que incorpora a sazonalidade, foram utilizados dados mensais de sinistros por alagamentos e inundações no Brasil, disponibilizados pela Susep para o período de 2016 a 2021. As variáveis consideradas incluíram o mês de ocorrência, o montante total indenizado, a quantidade de sinistros registrados e a severidade, permitindo capturar a variação sazonal das perdas e analisar de forma mais realista a exposição ao risco climático. Todo o processamento e implementação do modelo foram realizados na plataforma Google Colaboratory, o que possibilitou o tratamento dos dados e execução das simulações.

Para identificar os eventos de maior impacto, foi adotado como critério o percentil 80 da distribuição das somas mensais de perdas, de modo que os meses em que os valores ultrapassaram esse limiar foram classificados como “maiores inundações”. A Tabela 5 apresenta a distribuição total de inundações registradas e a frequência relativa dos eventos classificados como extremos, evidenciando a concentração sazonal desses episódios, com destaque para os meses de janeiro, fevereiro e março.

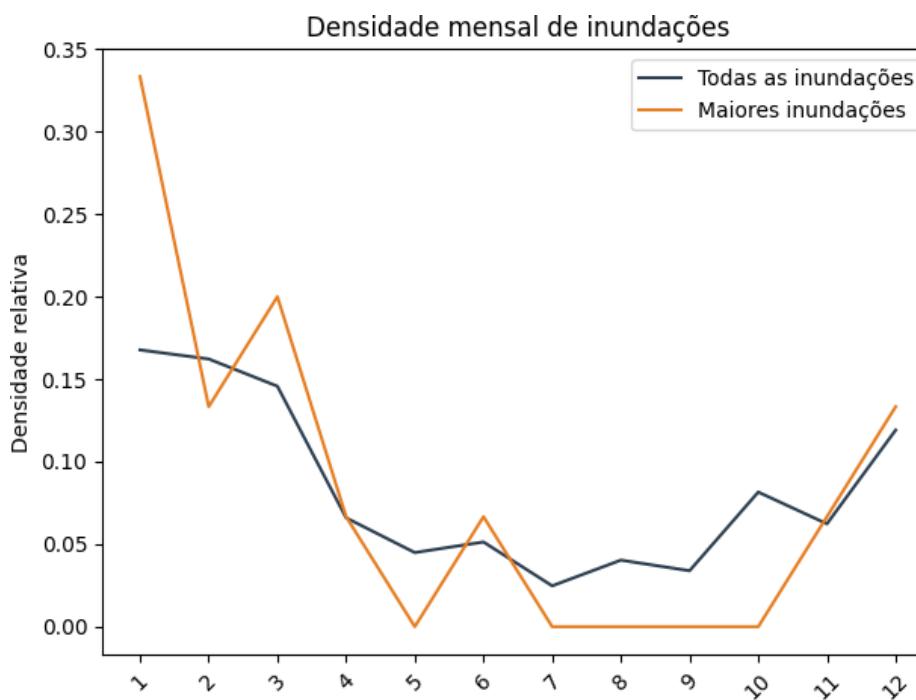
Tabela 5 – Distribuição mensal das inundações

Mês	Inundações	Porcentagem	Maiores inundações	Porcentagem
Jan	183	16,8	5	33,3
Fev	177	16,2	2	13,3
Março	159	14,6	3	20
Abril	72	6,6	1	6,7
Maio	49	4,5	0	0
Junho	56	5,1	1	6,7
Julho	27	2,5	0	0
Ago	44	4	0	0
Set	37	3,4	0	0
Out	89	8,2	0	0
Nov	68	6,2	1	6,7
Dez.	130	11,9	2	13,3
Total	1091	100,00	15	100,00

Fonte: Dados da Susep (2016–2021), elaboração própria.

A partir dessa classificação, foi possível comparar a distribuição de todas as ocorrências com a dos maiores eventos. A figura 5 ilustra essa diferença, mostrando a densidade relativa mensal das inundações totais em contraste com a dos eventos extremos, permitindo visualizar a maior concentração de perdas relevantes nos primeiros meses do ano.

Figura 5 – Densidade mensal de inundações totais e dos maiores eventos

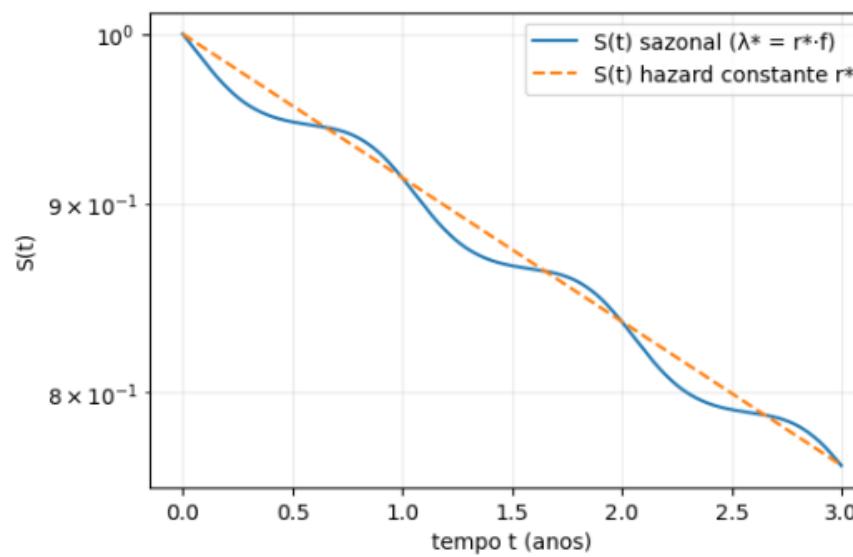


Fonte: Dados da Susep (2016–2021), elaboração própria.

A função de sobrevivência do título foi construída segundo a metodologia de Mildenhall (2023), que adapta conceitos da matemática atuarial do ramo vida ao mercado de *Cat Bonds*. Nessa analogia, a sobrevivência de um indivíduo equivale à probabilidade de o título permanecer válido ao longo

do tempo, isto é, sem sofrer o disparo do gatilho por um evento catastrófico. Esse enquadramento permite aplicar a teoria atuarial de sobrevivência para mensurar o risco de perda do título, incorporando tanto a hipótese de uma taxa de falha constante quanto a sazonalidade das perdas, como ilustra a figura 6.

Figura 6 – Função de sobrevivência do *Cat Bond* com e sem sazonalidade



Fonte: Elaboração própria com base em Mildenhall (2023) e dados da Susep (2016–2021).

A curva azul representa a sobrevivência sazonal, definida por:

$$r(T_x > t) = S(t) = \exp\left(-\int_0^t r * f(s) ds\right). \quad (15)$$

em que r^* é a intensidade média anual de eventos e $f(s)$ é a função sazonal que distribui essa intensidade ao longo dos meses, refletindo a concentração observada dos desastres em determinados períodos do ano. Já a curva laranja tracejada ilustra o caso de hazard constante, em que a sobrevivência assume a forma:

$$S(t) = \exp(-r * t) \quad (16)$$

Supondo que os eventos ocorrem de maneira uniforme ao longo do tempo, sem variação sazonal. A diferença entre as curvas mostra que a sazonalidade altera a sobrevivência do título: o modelo constante suaviza o risco, enquanto o sazonal evidencia meses com maior ou menor probabilidade de eventos. No presente estudo, fixou-se $r^* = 0,089405$ eventos/ano, valor obtido via calibração pelo princípio da equivalência.

Dessa forma, para obter o valor de r^* , utilizou-se o princípio da equivalência proposto por Mildenhall (2023). Nesse contexto, o *spread* de mercado (s) deve equilibrar o valor presente esperado dos cupons pagos com a probabilidade de perda do principal. Isso leva à equação:

$$s \int_0^t S * (u) du = 1 - S * (T) \quad (17)$$

Em que $s = 9\%$ ao ano, já que estudos recentes mostram que os *Cat Bonds* apresentam *spreads* consistentemente mais elevados do que os títulos corporativos *high yield*, conforme evidenciado pela Swiss Re (2024). Esse comportamento fundamenta

a escolha desse valor como parâmetro de calibração no presente estudo, no qual $S*(t)$ representa a função de sobrevivência ajustada ao risco. Resolver essa equação permite, então, encontrar a intensidade r^* , que compatibiliza os fluxos esperados com o preço de mercado.

Cabe destacar que, diante da ausência de preços de *Cat Bonds* no Brasil, o parâmetro r^* foi modelado com base em um *spread* internacional de referência, enquanto a sazonalidade do risco foi incorporada a partir dos dados reais de inundações no país, assegurando que o modelo reflita simultaneamente padrões globais de precipitação e especificidades do contexto nacional.

Para incorporar a incerteza da intensidade dos eventos, realizou-se uma simulação de mercado com base no parâmetro r^* , obtido a partir da calibração anterior. Essa simulação permitiu construir a distribuição empírica da intensidade anual de desastres, da qual foram extraídos percentis representativos (P20, P40, P60, P80 e P90). Os valores correspondentes de λ^* servem, assim, como cenários alternativos para a precificação, refletindo diferentes níveis de severidade esperada. A Tabela 6 apresenta os preços anuais do título e suas variações em função desses percentis, considerando duas taxas de desconto contínuas $\delta = 4\%$ e $\delta = 2\%$. É importante destacar que, independentemente do mês de emissão, o título tem duração de um ano. Dessa forma, na equação 15, o parâmetro t varia no intervalo [0,1], refletindo que todos os títulos analisados possuem maturidade de um ano, em que cada mês corresponde a uma fração desse período.

Tabela 6 – Preço anual do *Cat Bond* em função dos percentis de λ^* e da taxa de desconto δ , considerando a sazonalidade das inundações no Brasil. O painel superior apresenta os preços anuais do título conforme o mês de emissão; o painel intermediário mostra a diferença em pontos-base em relação a setembro; e o painel inferior, a variação percentual correspondente.

Preço anual (c) em pontos-base										
$\delta = 4,00\%$					$\delta = 2,00\%$					
λ^*	0,06	0,08	0,10	0,11	0,13	0,06	0,08	0,10	0,11	0,13
Jan	604,02	806,39	1009,28	1110,93	1314,63	603,26	805,36	1007,98	1109,49	1312,91
Feb	607,57	812,06	1017,54	1120,66	1327,65	606,1	810,1	1.015,08	1117,94	1324,43
Mar	608,78	813,98	1020,31	1123,91	1331,97	607,08	811,71	1017,48	1120,79	1328,28
Aug	594,04	790,35	985,82	1083,22	1277,4	595,3	792,05	987,94	1085,57	1280,17
Sep	592,32	787,63	981,88	1078,61	1271,27	593,91	789,76	984,54	1081,54	1274,73
Dec	599,28	798,8	998,21	1097,88	1297,16	599,46	799,03	998,48	1098,17	1297,48
Diferença do preço em relação a setembro em pontos-base										
$\delta = 4,00\%$					$\delta = 2,00\%$					
λ^*	0,06	0,08	0,10	0,11	0,13	0,06	0,08	0,10	0,11	0,13
Jan	11,7	18,76	27,4	32,32	43,36	9,34	15,6	23,43	27,95	38,17
Feb	15,25	24,43	35,66	42,05	56,38	12,19	20,34	30,53	36,4	49,69
Mar	16,46	26,34	38,43	45,3	60,69	13,17	21,95	32,94	39,26	53,54
Aug	1,72	2,72	3,93	4,61	6,12	1,38	2,28	3,4	4,03	5,44
Dec	6,96	11,17	16,33	19,27	25,88	5,55	9,27	13,94	16,64	22,74
Aumento percentual do preço em relação a setembro										
$\delta = 4,00\%$					$\delta = 2,00\%$					
λ^*	0,06	0,08	0,10	0,11	0,13	0,06	0,08	0,10	0,11	0,13
Jan	1,98	2,38	2,79	3,00	3,41	1,57	1,97	2,38	2,58	2,99
Feb	2,57	3,1	3,63	3,9	4,43	2,05	2,57	3,1	3,37	3,9
Mar	2,78	3,34	3,91	4,2	4,77	2,22	2,78	3,35	3,63	4,2
Aug	0,29	0,35	0,4	0,43	0,48	0,23	0,29	0,34	0,37	0,43
Dec	1,18	1,42	1,66	1,79	2,04	0,93	1,17	1,42	1,54	1,78

Fonte: Elaboração própria com base em Mildenhall (2023) e dados da Susep (2016–2021).

No painel superior, observa-se que os preços variam de acordo com o mês de emissão do título, ainda que sua duração seja sempre de 12 meses. Esse resultado reflete a influência da sazonalidade do risco: meses associados a maior probabilidade de eventos extremos, como fevereiro e março, produzem preços mais elevados, enquanto meses de menor risco relativo, como agosto e setembro, resultam em preços mais baixos.

É importante destacar que, embora março apresente menor número de eventos severos do que janeiro e fevereiro, os preços das emissões nesse mês são superiores porque a cobertura de 12 meses inclui novamente o período crítico de dezembro a fevereiro do ano seguinte. Assim, o modelo especifica não apenas os eventos do mês inicial, mas todo o ciclo anual subsequente, o que justifica o valor mais elevado de março em relação a janeiro e fevereiro.

O painel intermediário, que expressa as diferenças em relação ao preço de setembro em pontos-base, evidencia com clareza essas variações sazonais. A maior diferença observada ocorre entre setembro e março, chegando a aproximadamente 60 pontos-base para $\delta=4\%$ e $\lambda=0,13$. Esse resultado mostra como a sazonalidade pode gerar variações relevantes na especificação, mesmo mantendo a maturidade constante em 12 meses. Já o painel inferior confirma esse padrão em termos relativos: os aumentos percentuais do preço em relação a setembro oscilam entre 1% e 5%, a depender do mês de emissão e da intensidade considerada. Além disso, a comparação entre as taxas de desconto $\delta=4\%$ e $\delta=2\%$ mostra que, embora os níveis absolutos de preço variem, a estrutura relativa das diferenças sazonais permanece robusta.

5. CONCLUSÕES E TRABALHOS FUTUROS

Este trabalho apresentou uma revisão do desenvolvimento de mecanismos alternativos de resseguro pelo mundo, com destaque para os *ILS* e, em especial, os *Cat Bonds*. A análise mostrou como esses instrumentos se consolidaram como soluções relevantes para a transferência de riscos de grande impacto econômico e social. Em seguida, foram analisados experiências internacionais e eventos de grande magnitude no Brasil, como a tragédia climática no Rio Grande do Sul em 2024 e as enchentes no Litoral Norte de São Paulo em 2023, que serviram de referência para a modelagem de um *Cat Bond* de inundações voltado ao mercado brasileiro.

Os resultados obtidos reforçam que, para eventos sazonais como inundações, é fundamental adotar modelos que incorporem a sazonalidade. Ainda que essa escolha aumente a complexidade dos cálculos de especificação, ela garante maior aderência à realidade do risco, refletindo a concentração temporal observada nos meses de maior exposição. Por outro lado, para eventos essencialmente não sazonais, como terremotos, modelos que assumem intensidade constante ao longo do tempo se mostram suficientes e oferecem maior simplicidade operacional, sem perda significativa de consistência.

Apesar de trazer contribuições relevantes, o trabalho também apresenta limitações que abrem espaço para desenvolvimentos futuros. A primeira diz respeito à ausência de dados de mercado no contexto brasileiro, já que não há séries históricas de preços ou emissões locais de *Cat Bonds*. Isso obrigou a utilização de *spreads* internacionais como referência, o que pode reduzir a aderência da calibração às condições nacionais. A segunda limitação refere-se à base empírica utilizada: os

dados da Susep se restringem a registros de sinistros, e não à frequência exata de eventos de inundações. De acordo com a FenSeg, apenas 17% das residências possuíam cobertura em 2021, o que significa que as estatísticas disponíveis refletem apenas os sinistros indenizados. Dessa forma, os dados não capturam a severidade total dos eventos de inundações, já que uma parcela expressiva da população afetada não possui seguro e, portanto, não aparece nos registros oficiais da Susep.

Outro ponto a ser considerado é que a modelagem pode ser aprimorada mediante a delimitação espacial mais restrita. Trabalhar com dados de um estado ou região específica permitiria maior precisão na estimativa da frequência e severidade dos eventos, evitando a diluição de padrões sazonais locais e refletindo com mais realismo as condições de risco que impactam cada território. Essa abordagem regionalizada poderia facilitar tanto a modelagem de *Cat Bonds* mais ajustados às necessidades locais quanto a avaliação da propensão de investidores diante de diferentes perfis de risco climático.

Em síntese, conclui-se que a adaptação de modelos internacionais de especificação de *Cat Bonds* ao contexto brasileiro é viável e revela grande potencial para ampliar a resiliência financeira do país frente a desastres climáticos. A consideração da sazonalidade, o refinamento dos dados empíricos e o fortalecimento do mercado de *ILS* nacionais são passos essenciais para que o Brasil avance na construção de instrumentos robustos de transferência de risco climático via mercado de capitais.

6. REFERÊNCIAS

- ALVIM, Mariana. Litoral de SP foi atingido por 'evento extremo', com recorde de chuvas e elevação do mar. BBC News Brasil, 21 fev. 2023. Disponível em: <https://www.bbc.com/portuguese/articles/c3gj49n6jwno>. Acesso em: 17 abr. 2025.
- ARTAXO, Paulo. Mudanças climáticas. Entrevista concedida à revista FCW Cultura Científica. São Paulo: Fundação Conrado Wessel, 2024. Disponível em: <https://www.fcw.org.br/culturacientifica7/paulo-artaxo>. Acesso em: 17 abr. 2025.
- ARTEMIS. Cat Bonds & ILS: cumulative issuance by year. 2025. Disponível em: <https://www.artemis.bm/dashboard/cat-bonds-ils-cumulative-/>. Acesso em: 21 maio 2025.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Séries temporais – CDI (Certificado de Depósito Interbancário). Disponível em: <https://brasilindicadores.com.br/cdi/>. Acesso em: 26 ago. 2025.
- BRAUN, Alexander; KOUSKY, Carolyn. Catastrophe bonds. Philadelphia: Wharton Risk Management and Decision Processes Center, 2021. (Wharton Risk Center Primer).
- BRASIL INDICADORES. CDI – histórico mensal e anual acumulado. Disponível em: <https://brasilindicadores.com.br/cdi/>. Acesso em: 26 ago. 2025.

- BRASIL. Conselho Nacional de Seguros Privados. Resolução CNSP nº 396, de 11 de dezembro de 2020. Dispõe sobre as sociedades seguradoras de propósito específico e a emissão de letras de risco de seguro. Disponível em: <https://www2.susep.gov.br/safe/scripts/>. Acesso em: 7 maio 2025.
- BRASIL. Conselho Nacional de Seguros Privados. Resolução CNSP nº 453, de 19 de dezembro de 2022. Dispõe sobre a constituição, autorização de funcionamento e regras operacionais das sociedades seguradoras de propósito específico. Disponível em: <https://www2.susep.gov.br/safe/scripts>. Acesso em: 7 maio 2025.
- BRASIL. Superintendência de Seguros Privados. Susep autoriza primeira Sociedade Seguradora de Propósito Específico a atuar no mercado. Governo Federal, 6 dez. 2024. Disponível em: <https://www.gov.br/susep/pt-br/central-de-conteudos/noticias/2024/dezembro/>. Acesso em: 7 maio 2025.
- BERGER, Paulo Lamosa. Mercado de renda fixa no Brasil: ênfase em títulos públicos. Rio de Janeiro: Alta Books, 2015.
- CEMADEN – Centro Nacional de Monitoramento e Alertas de Desastres Naturais. Cientistas do Cemaden apontam aumento de risco de deslizamentos e inundações no Brasil em projeções de aquecimento global acima de 2 °C. 2020. Disponível em: <http://www2.cemaden.gov.br/cientistas-do-cemaden-apontaamentos-e-inundacoes>. Acesso em: 10 abr. 2025.
- CONFEDERAÇÃO NACIONAL DE MUNICÍPIOS (CNM). Balanço das chuvas no Rio Grande do Sul aponta para R\$ 12,2 bilhões em prejuízos financeiros. Brasília, 2024. Disponível em: <https://cnm.org.br/comunicacao/noticias/balanco>. Acesso em: 26 ago. 2025.
- CONFEDERAÇÃO NACIONAL DE MUNICÍPIOS (CNM). Situação dos temporais no Rio Grande do Sul – abril e maio de 2023. Brasília, 2023a. Disponível em: <https://cnm.org.br/storage/noticias/2023/Links/Situac%CC%A7a>. Acesso em: 26 ago. 2025.
- CONFEDERAÇÃO NACIONAL DE MUNICÍPIOS (CNM). Enchentes no Vale do Taquari em setembro de 2023 somam R\$ 1,3 bilhão em prejuízos. Brasília, 2023b. Disponível em: <https://cnm.org.br/comunicacao/noticias/sobe-para-r-1-3-bi-os-impactos>. Acesso em: 26 ago. 2025.
- DIFIORE, Peter; DRUI, Cedric; WARE, Sophie. Catastrophe bonds: natural diversification. New York: Neuberger Berman, 2021. (White Paper).
- EDESESS, Michael. Catastrophe bonds: an important new financial instrument. EDHEC-Risk Institute, n. 1, p. 1–9, 2014.
- FAMURS; CONFEDERAÇÃO NACIONAL DE MUNICÍPIOS (CNM). Cheia atinge município de Itaqui em 2017, resultando em R\$ 255 milhões em prejuízos. Porto Alegre; Brasília, 2017. Disponível em: <https://www.famurs.com.br/>. Acesso em: 26 ago. 2025.
- FENSEG – FEDERAÇÃO NACIONAL DE SEGUROS GERAIS. Contratação do seguro residencial no Brasil cresce 25% em quatro anos. 2021. Disponível em: <https://fenseg.org.br/noticias/contratacao-do-seguro-residencial-no-brasil-cresce-25-em-quatro-anos-1>. Acesso em: 11 set. 2025
- FLORES, Roberto Carcache; HERNÁNDEZ-PACHECO, Abraham. Mitigating flood risk with Cat Bonds: a New Orleans case study. In: EUROPEAN ACTUARIAL JOURNAL CONFERENCE, 2024, Lisboa. Anais [...]. Lisboa: ISEG – Universidade de Lisboa, 2024.
- GIERTZ, Fredrik. Analysis and Optimization of a Portfolio of Catastrophe Bonds. 2014. 49 f. Tese (Mestrado em Estatística Matemática) – KTH Royal Institute of Technology, Estocolmo, 2014.
- GROSSI, Patricia; KUNREUTHER, Howard; WINDELER, David. An introduction to catastrophe models and insurance. In: GROSSI, Patricia; KUNREUTHER, Howard (org.). Catastrophe modeling: a new approach to managing risk. Berlin: Springer, 2006. cap. 1, p. 24–42.
- IPCC – Intergovernmental Panel on Climate Change. Climate Change 2023: Synthesis Report. Summary for Policymakers. Geneva: IPCC, 2023. Disponível em: <https://www.ipcc.ch/assessment-report/ar6/>. Acesso em: 17 abr. 2025.
- IRB(RE). Andrina emite a primeira Letra de Risco de Seguro (LRS) do Brasil. Disponível em: <https://www.irbre.com/andrina-emite-primeira-letra-de-risco-de-seguro-lrs-do-brasil/>. Acesso em: 30 maio 2025.
- JEWELL, William S. Models in Insurance: Paradigms, Puzzles, Communications and Revolutions. Berkeley: University of California, 1980.
- MAPBIOMAS. Dois terços dos municípios do Rio Grande do Sul foram afetados pelos eventos extremos deste ano. 10 jun. 2024. Disponível em: <https://brasil.mapbiomas.org/2024/06/10/dois-tercos-dos-municipios-do-rio-grande-do-sul-foram-afetados-pelos-eventos-extremos-deste-ano/>. Acesso em: 17 abr. 2025.
- MILDENHALL, Stephen J. Pricing seasonal peril catastrophe bonds: a simplified approach. SSRN Electronic Journal, [s.l.], 2023. p. 1–23. Disponível em: <https://variancejournal.org/article/>. Acesso em: 26 maio 2025.
- MITCHELL-WALLACE, Kirsten; JONES, Matthew; HILLIER, John; FOOTE, Matthew. Natural catastrophe risk management and modeling: a practitioner's guide. Chichester: Wiley-Blackwell, 2017.
- NOBRE, Carlos A. et al. Vulnerabilidades das megaciudades brasileiras às mudanças

climáticas: Região Metropolitana de São Paulo. In: HOGAN, D. J. et al. Mudança do clima no Brasil: aspectos econômicos, sociais e regulatórios. Brasília: IBEP, 2010. p. 233–260.

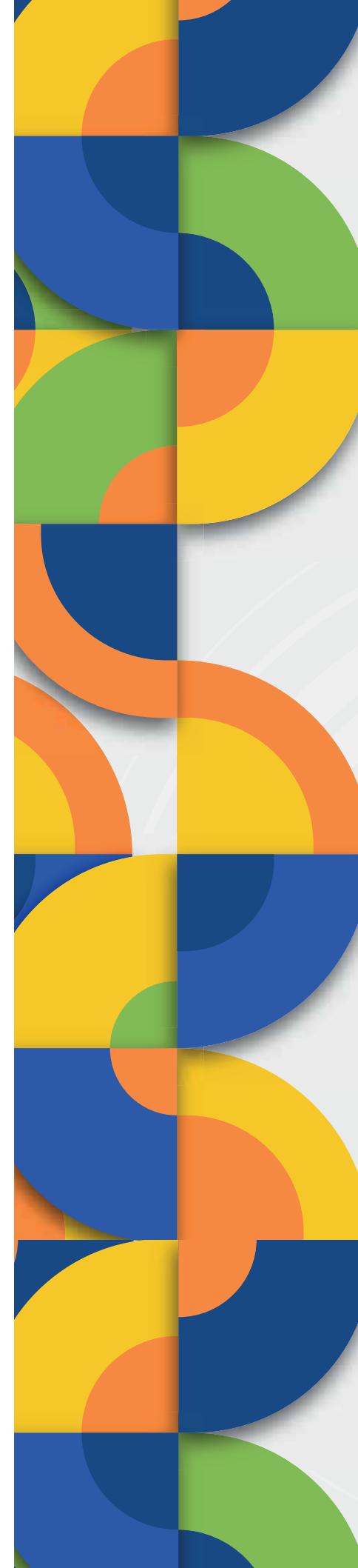
SUPERINTENDÊNCIA DE SEGUROS PRIVADOS (SUSEP). Glossário de termos do mercado de seguros, previdência complementar aberta, capitalização e resseguro. Disponível em: <https://www.gov.br/susep/pt-br/central>. Acesso em: 21 maio 2025.

TABARI, H. Climate change impact on flood and extreme precipitation increases with water availability. *Scientific Reports*, London, v. 10, art. 13768, p. 1–10, 2020.

WORLD BANK. Case study: Mexico 2024 Cat Bond. Washington, DC: World Bank, 2024. Disponível em: <https://thedocs.worldbank.org/en/doc/8f7222d-60ec54d0b6571131b75431>. Acesso em: 21 maio 2025.

WORLD BANK. Implementation completion and results report (Loan No. 5803-JM) on a grant in the amount of US\$16.365 million to Jamaica for Jamaica catastrophe bond for increased financial resilience to natural disasters and climate shocks. Washington, DC: World Bank, 2024. Disponível em: <https://documents1.worldbank.org/curated/en>. Acesso em: 20 maio de 2025.

XU, J.; KOLK, S.; WIECHECK, J. Insurance-linked securities and catastrophe bonds. A Public Policy Issue Paper, June 2022. p. 1–31.



Risco, Dados e Inteligência: O Papel Estratégico do Atuário na Sociedade Brasileira

13 e 14
de agosto de 2026

 Windsor Barra Hotel
Av. Lúcio Costa, 2630
Barra da Tijuca, Rio de Janeiro

Quero Patrocinar

Agende uma reunião
através do WhatsApp 11 99121-7740
ou envie e-mail para
ri@atuarios.org.br

www.15cba.atuarios.org.br

REALIZAÇÃO
IBA
INSTITUTO BRASILEIRO DE ATUÁRIA

Rentabilidade que garante seu amanhã.

Você protege empresas e fundos.
Quem protege o seu futuro?



O IBAprev é o plano de previdência que combina:



**Excelente
Rentabilidade**



**Melhor relação
Custo x Benefício**



**Segurança e
Proteção**



INSTITUTO BRASILEIRO DE ATUÁRIA

Um plano seguro,
feito para quem entende
de planejamento:
Atuários do IBA,
empregados de
consultorias parceiras
e seus dependentes.

Acesse e saiba mais!
vivaprev.com.br/plano-iba-prev



**Descubra como maximizar sua rentabilidade
com o IBAprev.**