


# Diferenciais de mortalidade, beneficiários do Instituto Nacional do Seguro Social do Brasil em 2015\*

Marcos Roberto Gonzaga<sup>1</sup>

 <https://orcid.org/0000-0002-6088-3453>

E-mail: marcos.gonzaga@ufrn.br

Everton Emanuel Campos Lima<sup>2</sup>

 <https://orcid.org/0000-0001-6275-9854>


E-mail: evertone@unicamp.br

Bernardo Lanza Queiroz<sup>3</sup>

 <https://orcid.org/0000-0002-2890-1025>

E-mail: lanza@cedeplar.ufmg.br

Graziela Ansiliero<sup>4</sup>

 <https://orcid.org/0000-0003-0184-4232>

E-mail: graziela.ansiliero@ipea.gov.br

Flávio Henrique Miranda de Araújo Freire<sup>1</sup>

 <https://orcid.org/0000-0002-7416-9947>

E-mail: flavio.freire@ufrn.br

<sup>1</sup> Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Centro de Ciências Exatas e da Terra, Departamento de Demografia e Ciências Atuariais, Natal, RN, Brasil

<sup>2</sup> Universidade Estadual de Campinas, Instituto de Filosofia e Ciências Humanas, Departamento de Demografia, Campinas, SP, Brasil

<sup>3</sup> Universidade Federal de Minas Gerais, Faculdade de Ciências Econômicas, Departamento de Demografia, Belo Horizonte, MG, Brasil

<sup>4</sup> Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Departamento de Estudos e Políticas Sociais, Brasília, DF, Brasil

Recebido em 19.10.2021 – Desk aceite em 29.10.2021 – 2ª versão aprovada em 31.03.2022

Editor-Chefe: Fábio Frezatti

Editor Associado: Luís Eduardo Afonso

## RESUMO

Este trabalho tem por objetivo estimar a mortalidade e analisar seus diferenciais por sexo, idade e grupos de beneficiários do Instituto Nacional de Seguro Social (INSS) brasileiro em 2015 e fazer comparações com estimativas oficiais para a população geral, avaliando a distribuição dos óbitos por idade e da sobrevida a partir dos 65 anos. Os resultados reforçam a necessidade de mais estudos sobre diferenciais de mortalidade entre grupos de beneficiários e do contínuo investimento para a melhoria da qualidade dos dados. O envelhecimento populacional, entre outros aspectos, pressiona o sistema de previdência social brasileiro, com preocupação real sobre sua sustentabilidade. As tábuas de vida por subgrupos populacionais são fundamentais como ferramenta para análise do equilíbrio financeiro e atuarial do sistema. Os resultados contribuem para o debate sobre os diferenciais de mortalidade entre grupos de beneficiários do regime geral de previdência e da seguridade social no Brasil. Os dados de óbitos e população são dos registros administrativos do INSS. Utilizaram-se os modelos Gompertz e Van der Maen e regressão Topals para estimar as taxas de mortalidade acima de 65 anos, segundo os seguintes grupos de beneficiários: aposentados por idade do Regime Geral de Previdência Social (RGPS) – desagregados por clientela urbana e rural; aposentados por tempo de contribuição; e beneficiários de amparos assistenciais para idosos de baixa renda. Entre os principais resultados, foi possível minimizar o *crossover* nas taxas de mortalidade das idades avançadas, quando a mortalidade da população menos favorecida se torna menor do que a mortalidade de populações com melhores indicadores sociais. Cotejando os resultados com as estimativas oficiais de mortalidade, observou-se que as esperanças de vida para as idades de 65 e 75 anos para a população-alvo desse estudo são maiores do que na população geral.

**Palavras-chave:** mortalidade, tábua de vida, qualidade dos dados, INSS, RGPS.

## Endereço para correspondência

Marcos Roberto Gonzaga

Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Centro de Ciências Exatas e da Terra, Departamento de Demografia e Ciências Atuariais

Av. Senador Salgado Filho, s/n – Campus Universitário – 1º Andar, Sala 19 – CEP 59078-970

Lagoa Nova – Natal – RN – Brasil

\*Os autores agradecem aos pareceristas anônimos e ao editor pelos comentários e sugestões úteis e pela ajuda para melhorar a qualidade do manuscrito e das análises apresentadas. Adicionalmente, todos os autores agradecem à Comissão Econômica para América Latina e Caribe e ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada pelo apoio financeiro na realização desta pesquisa. Os autores Marcos R. Gonzaga, Everton E. C. de Lima, Bernardo L. Queiroz e Flávio H. M. de A. Freire, agradecem ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelas bolsas de produtividade (Processos 307467/2018-0, 308219/2019-8, 312609/2018-3 e 303341/2028-1).



## 1. INTRODUÇÃO

Desde a primeira metade do século XX, as taxas de mortalidade vêm caindo em todo o Brasil, iniciando pela mortalidade infantil e na infância, para posterior declínio nas idades adulta e mais avançadas. Aliado a essa transição da mortalidade, o país também vem experimentando contínuo declínio das taxas de fecundidade, de maneira que a proporção de população com menos de 15 anos vem diminuindo com o aumento proporcional da população adulta e idosa.

Como consequência desse cenário, a razão de dependência idosa aumentará substancialmente até atingir 42,6 no Brasil como um todo, segundo revisão das projeções populacionais para o país e unidades federativas até 2060 realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o que significa que para cada 100 brasileiros em idade ativa (considerando o intervalo entre 15 e 64 anos), haverá 42,6 idosos com 65 anos ou mais (IBGE, 2018).

No Regime Geral de Previdência Social (RGPS) vigente no Brasil, é adotado o sistema de repartição simples, no qual a população ativa (os contribuintes) contribui para a população beneficiária do sistema. Nesse contexto, diante do envelhecimento populacional, com o aumento da razão de dependência idosa – considerando que nos planos ou regimes de previdência a morte de um segurado não implica, necessariamente, encerramento do benefício, pois pode marcar o início de pensão aos dependentes –, é de fundamental importância que as tábuas de vida sejam estimadas com a maior acurácia possível, para auxiliar no equilíbrio financeiro e atuarial. No entanto, estimativas robustas de taxas de mortalidade no Brasil são um desafio para demógrafos e atuários por diversas razões, sobretudo em idades avançadas. Mesmo em populações com bons registros de óbitos e população, os dados em idades avançadas sofrem perturbações devido ao baixo número de eventos e/ou a alguma limitação na informação sobre idade ou registro de óbito (Black et al., 2017; Feehan, 2018). Em populações com pior qualidade de dados, há ainda questões relacionadas à declaração da idade, registros de nascimento inconsistentes, preferência por dígitos ou exagero ao reportar a idade, tanto nos dados de óbitos quanto da população, mais comuns em idades avançadas, que produzem impactos variados nas taxas observadas (Gomes & Turra, 2009; Nepomuceno & Turra, 2020; Queiroz et al., 2020). Outro problema é a falta de registro ou registro tardio do óbito, em especial com maior ocorrência do último. Embora existam métodos demográficos que permitem avaliar a cobertura dos óbitos em idades jovens e adultas, esses métodos não são indicados para avaliação de cobertura dos óbitos em idades avançadas (Hill et al.,

2009). Nos registros do Instituto Nacional de Seguro Social (INSS), essas inconsistências na idade estão relacionadas, muito provavelmente, ao atraso no registro da data de nascimento, em especial nos benefícios assistenciais ou nas aposentarias por idade em áreas rurais.

Adicionalmente ao problema de qualidade dos dados de mortalidade, há um debate sobre hipóteses de seletividade e de limite biológico da mortalidade em populações humanas que de diferentes formas impactariam o comportamento das taxas de mortalidade em idades mais avançadas (Barbi et al., 2018; Beard, 1959; Feehan, 2018; Gavrilova & Gavrilov, 2014; Horiuchi & Wilmoth, 1998; Sacher, 1966; Weitz & Fraser, 2001). A hipótese de seletividade pela mortalidade, por exemplo, aposta numa desaceleração das taxas, em idades mais avançadas, relacionada a um grupo seletivo e resiliente de indivíduos (Horiuchi & Wilmoth, 1998). Nesse contexto de debates e hipóteses para o comportamento do risco de morte em idades avançadas, a literatura demográfica e atuarial sugere diferentes modelos (paramétricos ou não) para explicar esse comportamento (Pascariu & Canudas-Romo, 2017). Além disso, a escolha do modelo adequado depende das hipóteses assumidas, seja em relação à qualidade dos dados ou aos impactos produzidos pela seletividade.

Diante disso, este artigo estimou taxas de mortalidade por idades simples em diferentes subgrupos de beneficiários do INSS em 2015: aposentados por idade do RGPS – desagregados por clientela urbana e rural; aposentados por tempo de contribuição (ATC), também do RGPS; e beneficiários de amparos assistenciais para idosos de baixa renda [benefício de prestação continuada (BPC)], benefícios assistenciais operacionalizados pelo INSS. Foram testados diversos modelos para estimação, graduação e extrapolação das taxas de mortalidade por grupo de segurados no intervalo etário de 65 a 110 anos. Inicialmente, foram empregadas algumas técnicas de avaliação da qualidade da declaração de idade nos registros de óbitos e população. Em seguida, realizou-se a comparação dos resultados obtidos pelos diferentes modelos com a curva de mortalidade estimada pelo IBGE para o total da população brasileira e extrapolada até a idade de 110 anos (Castro, 2018). Por fim, foram estimadas algumas medidas sintéticas de mortalidade para avaliar os resultados.

### 1.1 Dados

Os dados de óbito e população utilizados foram obtidos nos registros administrativos do INSS referentes a 2015. Os dados estão disponíveis para três categorias

de beneficiários do INSS: (i) aposentados por idade na clientela urbana (API-URB); (ii) aposentados por idade na clientela rural (API-RUR); (iii) ATC; e (iv) beneficiários de amparos assistenciais para idosos de baixa renda, os BPC.

Além dessas informações, utilizaram-se tábuas de mortalidade de diferentes países, da Human Mortality Database (HMD) (University of California & Max Planck Institute for Demographic Research, 2021), para definição de um padrão para a forma da curva de mortalidade em idades avançadas, padrão esse a ser utilizado na aplicação de alguns dos métodos propostos. Por fim, foram utilizadas as tábuas de vida estimadas pelo IBGE, organizadas por idade e sexo – referentes à população do Brasil – para uma série de análises comparativas com as estimativas produzidas no trabalho.

## 1.2 Avaliação da Qualidade da Idade nos Registros

Duas questões primordiais para as estimativas de mortalidade são a qualidade do registro de óbitos (captação e correspondência entre a data de registro e a data do evento) e a qualidade do registro de nascimento (acurácia da data de nascimento). Os registros administrativos do INSS, naturalmente, tendem a ser mais consistentes do que os levantamentos censitários e amostrais, pois dependem pouco (ou nada) de informações autodeclaradas e muito de outros registros oficiais frequentemente aperfeiçoados e fiscalizados. Ainda assim, sabidamente, há problemas persistentes – ainda que cada vez menos importantes – nessas fontes de dados oficiais.

Com respeito aos óbitos, indício disso é o esforço contínuo do INSS para melhorar a captação, indo além do aperfeiçoamento de sua interação com os cartórios de registros civil. Foram implantados, ao longo das décadas, diversos mecanismos e procedimentos administrativos dedicados a identificar indícios de óbitos não reportados, como, por exemplo, a realização de censos previdenciários ou convocações aperiódicas, com a obrigatoriedade de participação direta ou indireta do segurado beneficiário, monitoramento de contas bancárias inativas, sem indicativos de movimentação por períodos estabelecidos, e, mais recentemente, prova de vida anual, realizada principalmente via sistema bancário, que pode ter contribuído para a melhoria dos registros de óbito em geral.

Com base na análise dos benefícios cessados do INSS, optou-se, neste trabalho, pela utilização do somatório dos óbitos oficiais (benefícios cessados por óbito com registro de data específica) com as suspeitas de óbito (benefícios suspensos há dois anos ou mais por suspeita de óbito, com uso da data de suspensão como aproximação para a data do falecimento). A estratégia tende a melhorar a

quantificação dos óbitos, mas, como a data de suspensão do benefício por suspeita de óbito tende a não coincidir com a data em que o óbito possivelmente ocorreu, ainda há alguma perda de precisão na estimativa da idade em que o segurado efetivamente faleceu, com risco de superestimação, obviamente.

Tendo em vista a sistemática atual de monitoramento por parte do INSS, que tende a aproximar cada vez mais o óbito de seu registro oficial ou inferido, considera-se que o ganho na captação de eventos supera eventuais imprecisões na tempestividade de seu registro. Outra justificativa para essa escolha metodológica, de caráter corretivo, vem do fato de que, muito embora as suspeitas de óbitos representem percentual reduzido do total de óbitos oficiais (6%, em 2015), essas ocorrências não são homoganeamente distribuídas entre os grupamentos de beneficiários considerados neste estudo – o fenômeno é praticamente inexistente na API-URB e na ATC, ficando concentrado na API-RUR e no BPC.

Com relação à declaração da idade, os problemas podem resultar em taxas de mortalidade mais baixas do que as verdadeiras ou esperadas na população. Mesmo nas situações em que os dados de população e óbitos vêm da mesma fonte, podemos encontrar imprecisões na idade registrada. As idades das pessoas idosas, conforme registradas nos censos ou nos registros administrativos (e dos óbitos de pessoas mais velhas), são mais sujeitas a erros de declaração, até mesmo com preferência por dígitos ou exagero da declaração da idade. O efeito típico nas taxas de mortalidade calculadas em idades avançadas são taxas mais baixas do que as reais (Preston et al., 1999).

Assim, antes de proceder à estimação das taxas de mortalidade, é importante analisar a qualidade da informação de idade declarada. Há extensa literatura indicando que erros na declaração de idade, especialmente nas mais avançadas, são comuns e afetam a produção das curvas de mortalidade, mesmo quando aplicamos diferentes métodos e modelos (Coale & Kisker, 1990; Condran et al., 1991; Gomes & Turra, 2009; Kannisto, 1988; Nepomuceno & Turra, 2020). Para mensurar a qualidade das fontes de dados com relação à idade, para a população e para os óbitos, foram calculados indicadores que se referem à preferência por dígitos, bem como medidas que indiquem exagero na idade declarada.

Para avaliar o erro devido à preferência por dígitos, foi aplicado o índice proposto por Coale e Li (1991). A métrica é calculada a partir de uma média móvel de cinco idades, com uma de duas idades como padrão de referência e, então, compara-se as razões entre as duas medidas. Trata-se de um índice do desvio do número observado da população, em cada idade, a partir de uma sequência suave (média móvel), tomando a proporção do

número de pessoas em cada idade para a média móvel de duas idades. O índice médio em idades divisíveis por 10, de 40 a 90, deve ser ao redor de 1, indicando ausência de preferência digital; valores mais próximos de 5 indicam alta preferência. Os resultados da aplicação desse método para avaliação da declaração da idade em cada grupo de beneficiários são apresentados na Tabela 1 do Apêndice.

Para avaliar o erro devido à sobredeclaração de idade dos óbitos de pessoas mais idosas, foi aplicado o índice proposto por Jdanov et al. (2008). A probabilidade de exagero se torna mais pronunciada com o aumento da idade, e isso leva a distribuições implausíveis de mortes e populações em idades específicas (Kannisto, 1999). Jdanov et al. (2008) sugerem, como critério para identificação de possíveis exageros na idade relatada, a razão entre óbitos em idades muito avançadas. Se houver tendência a exagero, o número de óbitos em idades avançadas (faixa de idade específica, numerador da razão) será elevado em relação ao total de óbitos em faixa etária precedente (denominador).

As proporções consideravelmente mais elevadas do que as de um padrão ouro adotado são consideradas

evidência de exageração e, com base em discussões anteriores da literatura, consideramos a Suécia referência. O método foi aplicado nos dados do INSS ao longo do tempo e a comparação é realizada utilizando a razão do indicador da população de beneficiários com os dados obtidos na população-padrão (Suécia), segundo os critérios sugeridos pelos autores (0,0-5,9: boa qualidade; 6,0-9,9: qualidade aceitável; 10,0-14,9: qualidade condicionalmente aceitável; e 15,0 e mais: qualidade fraca). Os resultados da aplicação desse método em cada grupo de beneficiários são apresentados na Tabela 2 do Apêndice.

No geral, os resultados indicam a boa qualidade dos dados para ambos os sexos e cada um dos grupos de benefícios. Os dados dos beneficiários assistenciais do BPC parecem ter a pior qualidade em relação aos demais grupos, mas continua na escala de boa qualidade. No RGPS, a população urbana – da API-URB e, de maneira preponderante, da ATC – parece ter a melhor qualidade no registro de óbitos, até mesmo na comparação com o grupo de aposentados rurais por idade (API-RUR).

## 2. MÉTODOS PARA ESTIMAÇÃO DA MORTALIDADE EM IDADES AVANÇADAS

Foram selecionados alguns métodos propostos pela literatura demográfica/atuarial desenvolvidos com o objetivo de representar o comportamento da mortalidade nas idades avançadas. Tal como sugerido pelo Grupo de Foz (2021), os métodos ou modelos de mortalidade por sexo e idade podem ser agrupados em três grandes grupos: modelos puramente matemáticos, modelos relacionais e modelos sintéticos. Nesse último grupo, os modelos são mais aplicáveis para descrever a variedade das experiências em diferentes níveis de mortalidade historicamente observados, que não é o caso deste estudo.

Os modelos puramente matemáticos são baseados em curvas analíticas que descrevem os riscos de mortes ao longo do ciclo de vida ou ao menos em alguma parte do intervalo etário como, por exemplo, na infância ou na velhice. Esses modelos, também denominados “leis de mortalidade”, baseiam-se em expressões que descrevem as características de mortalidade em termos da idade e de um conjunto limitado de parâmetros a serem estimados (Tabeau, 2001). Tais expressões proporcionam a estimação de curvas de mortalidade suavizadas por idade, em especial nas avançadas, e possibilitam extrapolações dessas nos casos em que a informação é incompleta (Bravo, 2007). Neste estudo, foram selecionadas as leis de Gompertz (1825) e Van der Maen (1943) por serem leis mais adequadas para descrever o comportamento da mortalidade em idades muito avançadas.

A lei de mortalidade de Gompertz tem longa história nos estudos atuariais, sendo aplicada, basicamente, para descrever a mortalidade adulta. Segundo essa lei, a força de mortalidade  $\mu(x)$  de uma tabela de sobrevivência humana a cada idade  $x$  segue a seguinte expressão matemática:

$$\mu_x = Be^{cx} \quad \boxed{1}$$

em que  $x$  é a idade e  $B$  e  $c$  são coeficientes a serem estimados.

A curva de Gompertz não capta a mortalidade infantil e de crianças, pois foi concebida com o propósito de descrevê-la além dos 30 ou 40 anos de idade, para fins atuariais. Sua aplicação mais comum é para “terminar” uma tábua de vida além das idades para as quais se dispõem de dados observados ou nos casos em que a qualidade desses compromete sua utilização. No entanto, há indicações que ela exagera os níveis de mortalidade acima dos 85 anos.

Da antiga família de funções não polinomiais, a lei de mortalidade de Van der Maen (1943) discute a graduação de mortalidade em idades adultas e avançadas por meio de uma composição linear de valores das taxas de mortalidade obtidos a partir de dados populacionais:

$$\mu_x = A + B_x + Cx^2 + \frac{I}{(N-x)} \quad \boxed{2}$$

em que  $x$  é a idade e  $A$ ,  $B$  e  $C$  são coeficientes a serem estimados.



A primeira parte da equação 2 é similar ao modelo quadrático de Coale e Kisker (1990), com acréscimo do componente  $\frac{1}{(N-x)}$ . O pacote MortalityLaw desenvolvido por Pascariu e Canudas-Romo (2020) ajusta diferentes leis de mortalidade aos dados, tendo como entrada as taxas de mortalidade por idades simples. O pacote inclui mais de 27 modelos paramétricos (ou leis de mortalidade) e o argumento *law* especifica o modelo a ser utilizado. A depender da complexidade do modelo, várias estratégias de otimização estão disponíveis para implementação.

Para ambas as leis de mortalidade, a estimação dos parâmetros do modelo é realizada com base nos dados de óbitos e população ou nas taxas de mortalidade observadas. Uma vez estimados os parâmetros, é possível prever e extrapolar as taxas de mortalidade até idades muito avançadas, notadamente acima dos 100 anos. Assim, para estimação de parâmetros adequados, sugere-se definir, *a priori*, o intervalo de dados observado que produz melhor ajuste do modelo. Nesse caso, é importante não utilizar idades em que se suspeita que a qualidade dos dados esteja impondo alguma distorção no comportamento das taxas. Para escolha do intervalo etário que produz o melhor ajuste, utilizou-se a raiz quadrática média dos erros (*root mean square error* – RMSE):

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2} \quad 3$$

em que  $y_i$  e  $\hat{y}_i$  são, respectivamente, as taxas observada e estimada na idade  $i$  e  $n$  é o número de idades utilizadas no modelo.

O RMSE é amplamente utilizado como medida da qualidade de ajuste do modelo. Quanto menor o RMSE, melhor é o ajuste. Dessa forma, o RMSE foi calculado de forma automatizada para todos os possíveis intervalos etários entre 65 e 100 anos, mantendo-se sempre o número mínimo de 15 idades para ajuste do modelo. Os resultados da seleção das idades para cada grupo de beneficiários se encontram na Tabela 3 no Apêndice. Essa medida foi aplicada às estimativas das leis de mortalidade distinguidas por tipo de modelo e sexo.

No segundo grupo estão os modelos relacionais que partem de uma tábua de vida empírica, mas transformam uma das suas funções (Grupo de Foz, 2021). Nesse grupo de modelos, podemos incluir alguns recentes que relacionam um padrão típico de mortalidade, como o logaritmo das taxas de mortalidade ou probabilidades de morte observadas da população ou subgrupo populacional de interesse, para estimar e suavizar toda a curva de mortalidade por sexo e idades simples mediante aplicação de um modelo estatístico de regressão (De Beer, 2012; Gonzaga & Schmertmann, 2016). Neste artigo, foi aplicado o modelo relacional proposto por Gonzaga e Schmertmann (2016) que possibilita a estimação e suavização das taxas

específicas de mortalidade por idade para qualquer população ou subgrupos populacionais de interesse, mesmo em subgrupos populacionais de baixa exposição.

O método proposto, denominado regressão Topals (Gonzaga & Schmertmann, 2016), resume-se a um modelo de regressão Poisson baseado na proposta original de Beer (2012) para suavizar e projetar probabilidades de morte por idade. Gonzaga e Schmertmann (2016) propuseram a adaptação do método, que estima o logaritmo das taxas de mortalidade por sexo e idade com base no seguinte modelo relacional:

$$\lambda(\alpha)_{101 \times 1} = \lambda^*_{101 \times 1} + B_{101 \times 7} \alpha_{101 \times 7} \quad 4$$

em que  $\lambda$  é um vetor do logaritmo das taxas de mortalidade em uma população de interesse,  $\lambda^*$  é um vetor do logaritmo das taxas de mortalidade padrão,  $B$  é uma matriz de constantes na qual cada coluna é função linear de base *B-spline* (de Boor, 2001; Eilers & Marx, 1996) e  $\alpha$  é um vetor de parâmetros a serem estimados, representando desvios da curva de mortalidade a ser estimada em relação à curva-padrão. Os subscritos nessa equação dizem respeito ao número de linhas e colunas, nessa ordem, de cada vetor/matriz.

No modelo relacional 4, a função linear de base *B-spline* ( $B$ ) é responsável por suavizar o logaritmo das taxas de mortalidade entre os pontos de nós, tendo em vista os parâmetros  $\alpha$ 's estimados com base na função-padrão de mortalidade. Assim, para qualquer conjunto de taxas de mortalidade e população exposta ao risco  $\{D_x, N_x\}_{x=0, 1, \dots, 99}$ , assume-se que os óbitos são variáveis aleatórias que seguem uma distribuição Poisson, tal que o logaritmo de sua função de verossimilhança é definido como:

$$\log L(\alpha) = \sum_x [D_x \lambda_x(\alpha) - N_x e^{\lambda_x(\alpha)}] - \sum_{k=0}^5 (\alpha_{k+1} - \alpha_x)^2 \quad 5$$

em que  $D_x$  e  $N_x$  representam o número de óbitos e população exposta na idade  $x$ , respectivamente. Os demais termos foram definidos na equação 4.

O termo dado pelo somatório à esquerda da equação 5 tem como objetivo penalizar estimativas muito discrepantes de  $\alpha$ , evitando, assim, um padrão de mortalidade implausível para a população de interesse. Embora o modelo necessite de um padrão que descreva o comportamento das taxas por idade, a técnica proposta não é sensível à escolha desse padrão (Gonzaga & Schmertmann, 2016), tornando o modelo bastante flexível para aplicação em qualquer população com baixa exposição.

## 2.1 Medidas-Síntese da Curva de Mortalidade

Historicamente, uma das consequências do declínio da mortalidade humana foi a redução significativa na variabilidade da idade à morte (Wilmoth & Horiuchi, 1999). Essa redução ocorreu, em primeiro lugar, a partir do declínio significativo da mortalidade nas idades mais

juvens, principalmente na mortalidade infantil, devido à redução dos óbitos por causas exógenas. Em seguida, houve um processo de deslocamento das mortes rumo às idades adultas e avançadas, com redução na dispersão da distribuição dos óbitos por idade, devido, basicamente, a mudanças estruturais e progressos no combate às doenças não transmissíveis.

No Brasil, as mudanças no perfil de morbimortalidade, iniciadas há pouco mais de meio século, podem ser consideradas o ponto de partida para a redução progressiva na variabilidade da idade à morte, semelhante àquela verificada nos países desenvolvidos (Campos & Rodrigues, 2004; Gonzaga et al., 2009, 2018; Prata, 1992). Essa análise consiste em verificar como a evolução da mortalidade tem afetado a distribuição da idade à morte, em especial nas idades mais avançadas.

Dois indicadores foram utilizados para analisar as mudanças na variabilidade da idade à morte: intervalo interquartil (interquartile range – IQR) da idade à morte e o menor intervalo em que ocorre a concentração de 50% (C50) dos óbitos. O IQR tem a funcionalidade de medir o tamanho do intervalo de idade (entre o primeiro e o terceiro quartis da distribuição dos óbitos) em que ocorrem 50% das mortes ao redor da idade mediana à morte (Wilmoth & Horiuchi, 1999). Uma maneira simples de calcular IQR é usar uma tábua de vida com uma coorte inicial de tamanho 1, da qual se utiliza somente a função de sobrevivência ( $l_x$ ) que, nesse caso, varia de 0 a 1. O IQR pode ser calculado da seguinte forma:

$$IQR = l_{x,Q3} - l_{x,Q1} \quad \boxed{6}$$

em que  $l_x$  é a função de sobreviventes da tábua de vida e os subscritos Q3 e Q1 representam as idades tais que  $l_x = 0,75$  e  $0,25$ , respectivamente.

A segunda medida de variabilidade da idade à morte refere-se ao menor intervalo etário em que ocorre a C50 (Kannisto, 2000). Ainda que possam ser obtidos vários intervalos nos quais ocorre uma C50 dos óbitos, o que se procura é o menor desses (Gonzaga et al., 2009).

Esses dois indicadores foram utilizados neste trabalho para avaliação da distribuição dos óbitos por idade acima dos 65 anos com base nas taxas estimadas pelos métodos selecionados. Ademais, utilizou-se a expectativa de vida condicional depois da idade de 65 anos para comparações da sobrevida entre subgrupos de beneficiários do INSS

e o do total de beneficiários com as estimativas oficiais do IBGE até 80 anos.

## 2.2 Resumo das Etapas Operacionais

Os códigos em R e os dados de entrada para reprodução dos resultados deste artigo estão disponíveis no GitHub no endereço <https://anonymous.4open.science/r/mortalidade-3F28/README.md>. O modelo de regressão Topals foi aplicado aos dados de óbito e população para o total de beneficiários do INSS por grupos de beneficiários, ano e sexo. O padrão de mortalidade humana utilizado nesse modelo relacional foi obtido pelos dados de óbitos e populações de vários países disponíveis na plataforma da University of California e Max Planck Institute for Demographic Research (2021). Os dados da HMD são considerados de qualidade razoável a muito boa e os dados de óbitos do Brasil em 2000 e 2010 foram adicionados para modelagem do padrão de mortalidade.

O modelo Topals depende da definição arbitrária, ou por algum critério, dos pontos de nós da função *spline* entre idades específicas ou intervalos etários característicos do padrão de mortalidade da população. Para os grupos de ATC e de API-URB, os pontos de nós foram definidos nas idades 65, 70, 75, 80, 85 e 95. Já para os grupos de API-RUR e de BPC, os pontos de nós foram definidos nas idades 65, 70, 75 e 80. É provável que haja maior consistência nos dados de evento e exposição nos grupos ATC e API-URB em relação aos demais grupos pelos seguintes motivos: (i) são benefícios mais antigos; (ii) maior exposição; e (iii) pouco indício de subnotificação de óbitos. Portanto, optou-se por restringir os pontos de nós em apenas quatro pontos, com limite superior em 80 nos grupos de API-RUR e BPC. Isso faz com que, a partir da idade de 80 anos, o comportamento da curva estimada seja adequadamente modelado pelo padrão escolhido sem, entretanto, desviar-se, significativamente, do comportamento das taxas observadas antes e após aquela idade.

Os modelos de Gompertz e Van der Maen foram aplicados a todos os intervalos etários possíveis entre 65 e 100 anos, considerando sempre um número mínimo de 15 idades em cada intervalo. Por fim, o intervalo etário de melhor ajuste em cada modelo foi definido mediante cálculo do RMSE.

## 3. RESULTADOS

### 3.1 Taxas de Mortalidade Acima dos 65 Anos por Subgrupos do INSS

De forma geral, os intervalos etários entre 65 e 84 anos foram os que produziram melhor ajuste do modelo em cada sexo e grupo de benefícios (ver Tabela 1 do

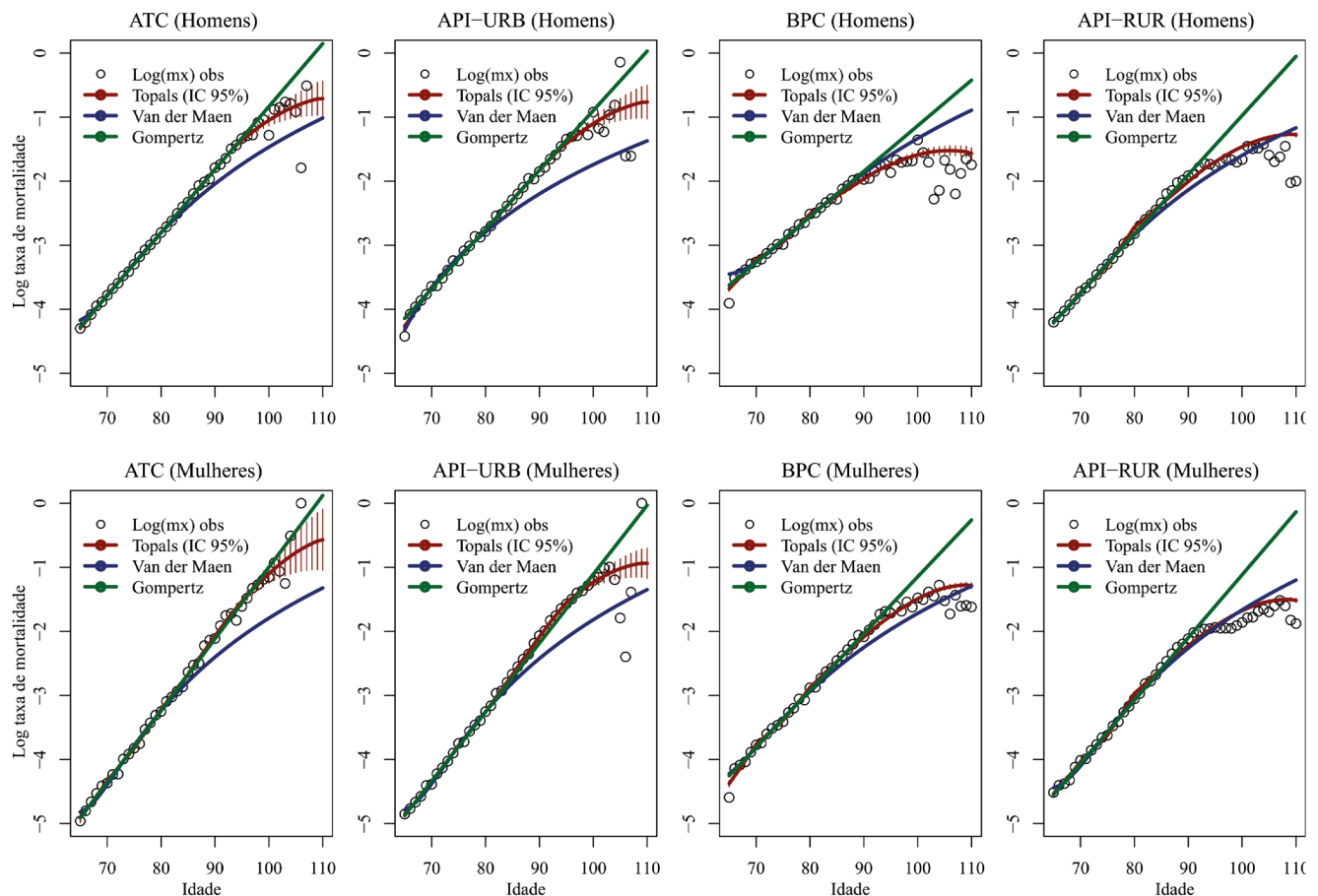
Apêndice), apresentando menor RMSE. Os parâmetros estimados a partir desse critério de menor RMSE foram utilizados nos modelos para a estimação das taxas de mortalidade por grupo de beneficiários e sexo, bem como para a extrapolação dessas taxas até a idade de 110 anos.

Na Figura 1 são apresentadas as comparações entre as estimativas geradas pelos modelos Topals, Van der Maen e Gompertz em relação às taxas observadas para homens e mulheres, respectivamente, em cada grupo de beneficiários em 2015. Nos grupos ATC e API-URB, é notável o bom ajuste oferecido pelo modelo Topals em todo o intervalo etário para ambos os sexos, mesmo em detrimento da maior variabilidade nas taxas observadas para mulheres nesses dois grupos de beneficiários. Ainda para esses dois grupos, as estimativas produzidas pelo modelo de Van der Maen impõem maior ritmo de desaceleração nas taxas, iniciando um pouco mais cedo em relação às estimativas observadas. Já o modelo Gompertz impõe um comportamento aproximadamente linear nas taxas a partir dos 65 anos em todos os grupos para os dois sexos.

O bom ajuste produzido pelo modelo Topals é ainda notável no grupos API-RUR e BPC. Entretanto,

cabe ressaltar que o Topals apenas suaviza as taxas observadas, sem impor qualquer modelo matemático ao comportamento das taxas e tampouco incorpora qualquer efeito decorrente da hipótese de seletividade. Nessa perspectiva, os resultados produzidos pelo modelo de Van der Maen nesses dois grupos são bastante robustos e relacionados à discussão das tendências da mortalidade nas idades mais avançadas em diferentes países do mundo.

Diante dessa comparação entre as estimativas por cada modelo e grupos de beneficiários, cabe questionar qual modelo seria o mais adequado para definir o comportamento das taxas entre 65 e 110 anos. A resposta pode estar relacionada às hipóteses assumidas tanto em relação ao comportamento das taxas acima dos 85 anos, quanto em relação ao diferencial esperado sobre a qualidade dos dados em cada grupo. Além disso, é importante avaliar os resultados do Brasil à luz das evidências de outros países, tanto na América Latina como em outras regiões do mundo.



**Figura 1** Logaritmo das taxas de mortalidade observadas, estimadas e extrapoladas por sexo, modelo e grupos de beneficiários do INSS (2015)

API-RUR = aposentados por idade na clientela rural; API-URB = aposentados por idade na clientela urbana; ATC = aposentados por tempo de contribuição; BPC = benefício de prestação continuada; IC95% = intervalo de confiança de 95%.

**Fonte:** AEPS (2021), University of California e Max Planck Institute for Demographic Research (2021).

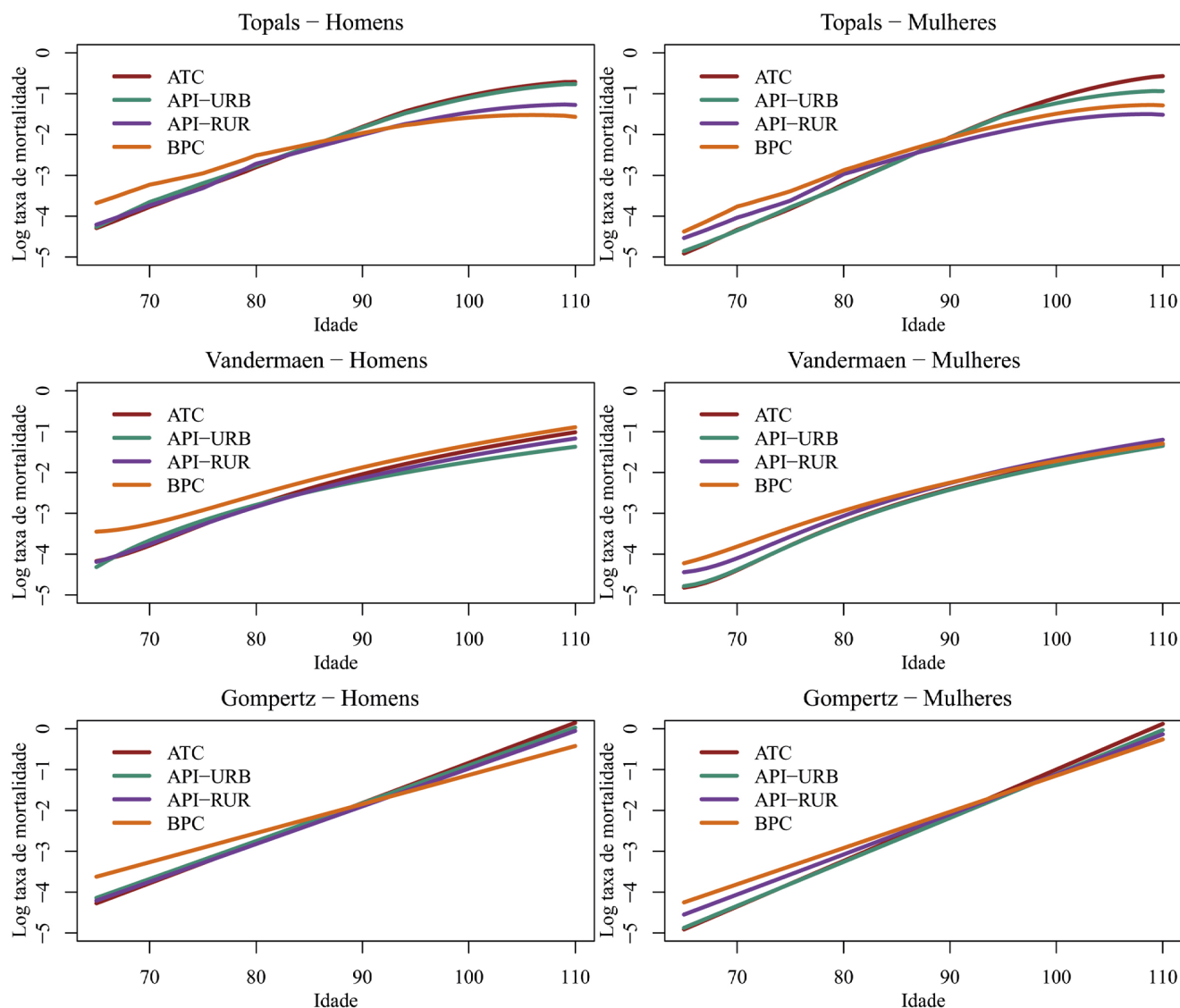
Assumindo que acima dos 85 anos o comportamento apresentado pelas taxas observadas não é confiável e que a hipótese de seletividade esteja operando em níveis

distintos por grupo, os resultados produzidos pelo modelo de Van der Maen são bastante razoáveis. Para ajudar nessa discussão, a Figura 2 mostra o logaritmo das taxas de

mortalidade estimadas/extrapoladas por modelo, sexo e grupos de beneficiários do INSS em 2015. O objetivo dessa figura é avaliar os ajustes produzidos por cada modelo, tendo por base os diferenciais nas curvas entre os grupos de beneficiários.

As suavizações/estimativas produzidas pelos modelos Topals e Gompertz evidenciam a reversão (*crossover*) no risco de morte entre grupos. Os grupos API-RUR e BPC partem de níveis mais elevados de mortalidade

a partir dos 65 anos, mas apresentam maior ritmo de desaceleração nas taxas ao longo das idades, a ponto de reverterem as tendências desses dois grupos em relação aos grupos ATC e API-URB entre 85 e 95 anos. Para mulheres, a reversão das tendências ocorre mais tardiamente em relação aos homens. Essa reversão na tendência das taxas entre grupos pode estar relacionada a problemas com os dados ou pode ser, simplesmente, efeito de seleção.



**Figura 2** Logaritmo das taxas de mortalidade estimadas e extrapoladas por modelo, sexo e grupos de beneficiários do INSS (2015)

API-RUR = aposentados por idade na clientela rural; API-URB = aposentados por idade na clientela urbana; ATC = aposentados por tempo de contribuição; BPC = benefício de prestação continuada.

**Fonte:** AEPS (2021), University of California e Max Planck Institute for Demographic Research (2021).

Assumindo que a seletividade esteja impactando a desaceleração das taxas nas idades mais avançadas, mas que esse impacto não seria o suficiente para impor uma reversão na tendências entre os grupos API-RUR e BPC

em relação aos grupos ATC a API-URB, ou seja, que o nível de mortalidade nos grupos API-RUR e BCP deve ser mais elevado em todo o intervalo etário, os resultados produzidos pelo modelo de Van der Maen seriam os mais



razoáveis para explicar o comportamento nas taxas de mortalidade em todos os grupos de beneficiários do INSS, de 65 até 110 anos. Entretanto, como se observou na Figura 1, as curvas estimadas pelo Van der Maen subestimam o risco de morte acima dos 85 anos justamente nos grupos API-URB e ATC, nos quais supõem-se que os dados são de melhor qualidade. Já nos grupos API-RUR e BPC, os resultados apresentados na Figura 1 mostram, também, que o Van der Maen ameniza um pouco a desaceleração excessiva nas taxas de mortalidade, especialmente para os homens. Sugere-se, então, que para os grupos API-URB e ATC, devem-se utilizar as suavizações produzidas pelo modelo Topals e, para os grupos API-RUR e BPC, devem-se utilizar as estimativas/extrapolações produzidas pelo modelo Van der Maen.

Os ajustes apresentados são razoáveis, ainda que mantidos os efeitos de desaceleração das curvas nas idades mais avançadas que, como já ressaltamos, trata-se de um efeito que ocorre em muitas populações, até mesmo algumas com dados reconhecidamente de boa qualidade (Barbi et al., 2018; Gavrilov & Gavrilova, 2019; Steinsaltz & Wachter, 2006; Wachter, 2018). Com relação aos diferenciais por grupo de beneficiários nas curvas ajustadas, as reversões de tendência (*crossovers*) nas taxas de mortalidade dos grupos API-URB e ATC em relação aos grupos API-RUR e BPC são mantidas, porém amenizadas em relação ao que ocorre nas taxas observadas.

### 3.2 Comparações com as Taxas do IBGE Extrapoladas para 105 Anos

Embora as tábuas de vida oficiais produzidas pelo IBGE estejam limitadas ao intervalo etário aberto de 80 anos e mais, uma extrapolação das probabilidades de morte até 105 anos, frequentemente utilizada nos regimes próprios de previdência social, foi produzida por Castro (2018).

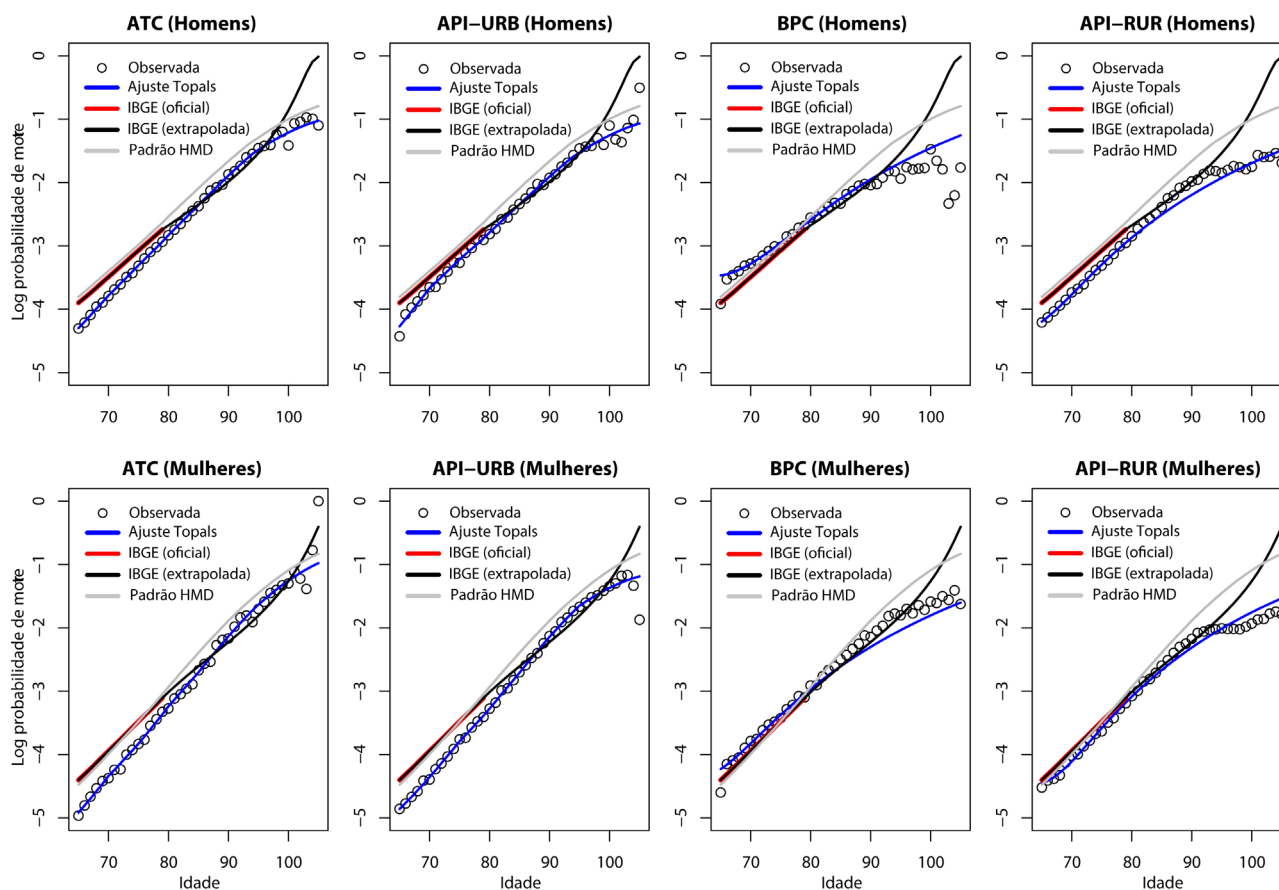
Neste estudo, fizemos a comparação entre as estimativas produzidas por cada modelo para o total de beneficiários do INSS com as estimativas produzidas pelo IBGE e também extrapoladas por Castro (2018). Não seriam esperadas diferenças substanciais nas estimativas para o total de beneficiários do INSS e total da população do Brasil, pelo fato de que a diferença, em termos de população exposta, seria apenas a ausência de servidores públicos – que tendem a apresentar taxas de mortalidade inferiores à população em geral (Beltrão & Sugahara, 2017; Silva, 2011), mas não estão incluídos no grupo de beneficiários do INSS – e da população não coberta por nenhum dos regimes de previdência, pública ou privada, cujo percentual em relação à população geral diminui

a partir dos 65 anos. Portanto, discrepâncias tendem a indicar algum problema na estimativa oficial extrapolada, nos dados que geraram as estimativas produzidas pelos modelos aqui considerados ou na consistência da hipótese de cobertura elevada e estável entre os idosos.

A Figura 3 apresenta o logaritmo das probabilidades de morte para a população geral (IBGE, oficial e extrapolada) e para os grupos de beneficiários do INSS, observado e ajustado por tipo de modelo no ano de 2015, para homens e mulheres, respectivamente. Para efeitos de comparação, são apresentadas, ainda, as probabilidades de morte do padrão da HMD utilizado no modelo relacional Topals.

Os resultados apresentados na Figura 3 apontam para a mortalidade mais elevada nas estimativas oficiais e extrapoladas do IBGE para ambos os sexos, em comparação com as estimativas por grupos de beneficiários do INSS pelos três modelos utilizados, especialmente para mulheres, com exceção para os beneficiários de amparos assistenciais para idosos de baixa renda (BPC), para os quais as probabilidades de morte são mais elevadas que a população geral, conforme estimava oficial do IBGE e a curva do IBGE extrapolada por Castro (2018), ao menos até por volta dos 90 anos. Para os grupos ATC, API-URB e API-RUR, até a idade de 80 anos, as tendências entre as probabilidades de morte estimadas por este estudo e pelas estimativas oficiais do IBGE são similares e aproximadamente lineares, com ligeira menor inclinação (maior ritmo de aumento das taxas por idade) nas probabilidades de morte das tábuas de vida do IBGE, seja qual for o modelo utilizado. Ao contrário da curva do IBGE extrapolada, nota-se alguma semelhança no comportamento das probabilidades de morte por idade dos grupos de beneficiários do INSS com aquele apresentado no padrão HMD. Ou seja, em detrimento de um nível mais baixo, as curvas estimadas por grupos de beneficiários do INSS seguem o padrão de desaceleração observado no conjunto de países do padrão HMD. O nível mais elevado de mortalidade para o conjunto de países da HMD deve-se ao fato de termos utilizado, na construção da curva-padrão, dados históricos de muitos países, até mesmo do início do século passado, quando os níveis de mortalidade eram elevados nesses países.

Outro resultado que se destaca na Figura 3 é o aumento exponencial das probabilidades de morte nas extrapolações realizadas com base nas estimativas oficiais do IBGE. As probabilidades de morte extrapoladas por Castro (2018) parecem representar um limite superior para os níveis de mortalidade em idades avançadas. Ainda assim, pode-se concluir que o comportamento de aumento exponencial parece pouco provável, se comparado com o padrão HMD que, como já destacado, incorpora regimes de alta mortalidade.



**Figura 3** Logaritmo das probabilidades de morte para a população brasileira [oficial e extrapolada, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)] para o conjunto de países da Human Mortality Database (padrão HMD) (University of California & Max Planck Institute for Demographic Research, 2021) em vários anos e para os grupos de beneficiários do INSS (2015) (observadas e estimadas pelo Topals ou Van der Maen)

API-RUR = aposentados por idade na clientela rural; API-URB = aposentados por idade na clientela urbana; ATC = aposentados por tempo de contribuição; BPC = benefício de prestação continuada.

**Fonte:** AEPS (2021), Castro (2018), IBGE (2021), University of California e Max Planck Institute for Demographic Research (2021).

### 3.3 Comparação das Esperanças de Vida Condicionais por Modelo/Grupo

Na Figura 4 são apresentadas as diferenças entre as esperanças de vida condicionais (estimado – observado) por sexo, idade, tipo de modelo e grupos de beneficiários. Como esperado, vemos que as diferenças entre os níveis de mortalidade observado e estimado aumentam com a idade nos três modelos e em ambos os sexos. Isso ocorre devido à grande variabilidade das taxas observadas nas idades mais avançadas. Em detrimento da qualidade do ajuste por modelo, a variabilidade nas taxas estimadas é sempre menor.

Outro ponto a ser destacado pelos resultados mostrados na Figura 4 refere-se não só a magnitude, mas ao sentido de diferença entre as expectativas de vida condicionais com base nas taxas estimadas ou observadas. Pelos resultados do modelo Topals, as diferenças entre as expectativas de vida condicionais estimadas e observadas

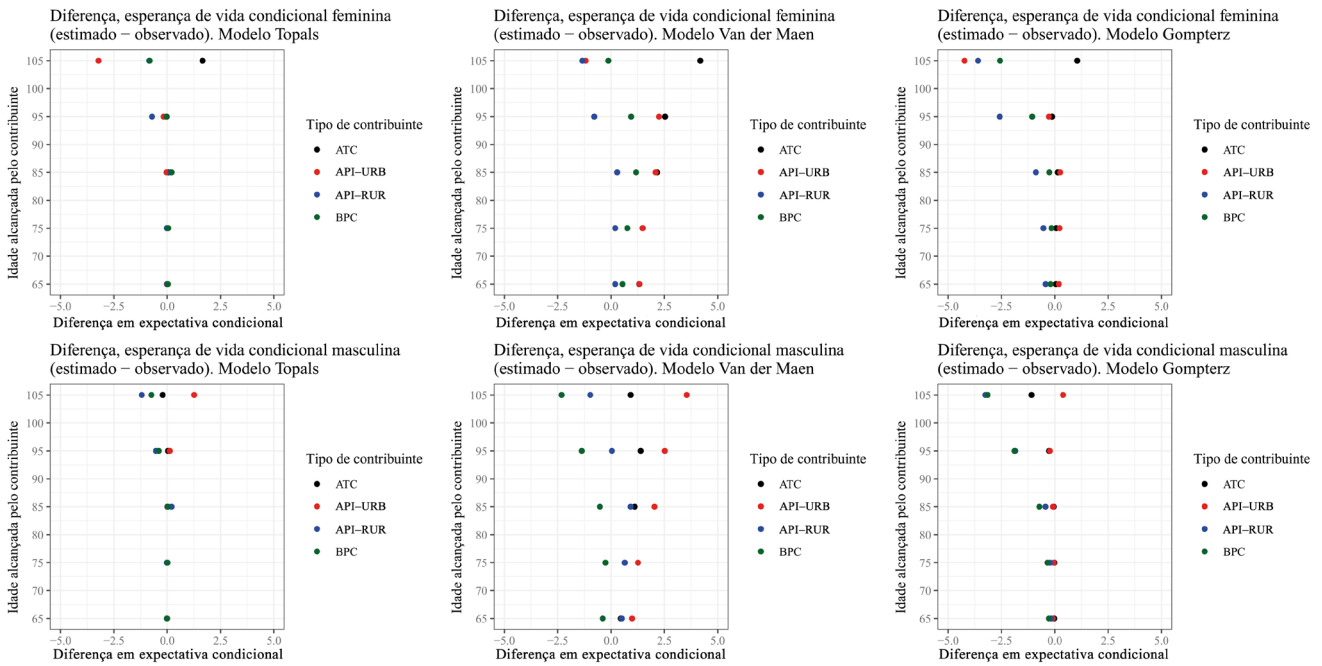
são praticamente nulas até a idade de 85 anos. Isso significa que a suavização promovida pelo modelo tem pouco ou nenhum efeito nas idades nas quais a exposição é elevada, implicando maior número de eventos e menor variabilidade nas taxas observadas.

Os resultados pelo modelo Van der Maen apontam para maiores discrepâncias entre as expectativas de vida condicionais estimadas e observadas em todas as idades, especialmente para o sexo masculino. As diferenças são quase sempre positivas nos grupos API-URB e ATC em todas as idades e nos dois sexos.

Na Figura 5, comparamos as esperanças de vida condicionais às idades de 65 e 75 anos, por sexo e tipo de modelo para o total de beneficiários do INSS em 2015, com as esperanças de vida condicionais do IBGE nas mesmas idades. Tanto pelas tábuas de vida observadas quanto pelas tábuas estimadas para o total de beneficiários do INSS, por qualquer modelo, as esperanças de vida condicionais às idades de 65 e 75 anos dos beneficiários do INSS são sempre

maiores que aquelas estimadas pelo IBGE para a população geral. Ou seja, os níveis de mortalidade implícitos nas tábuas

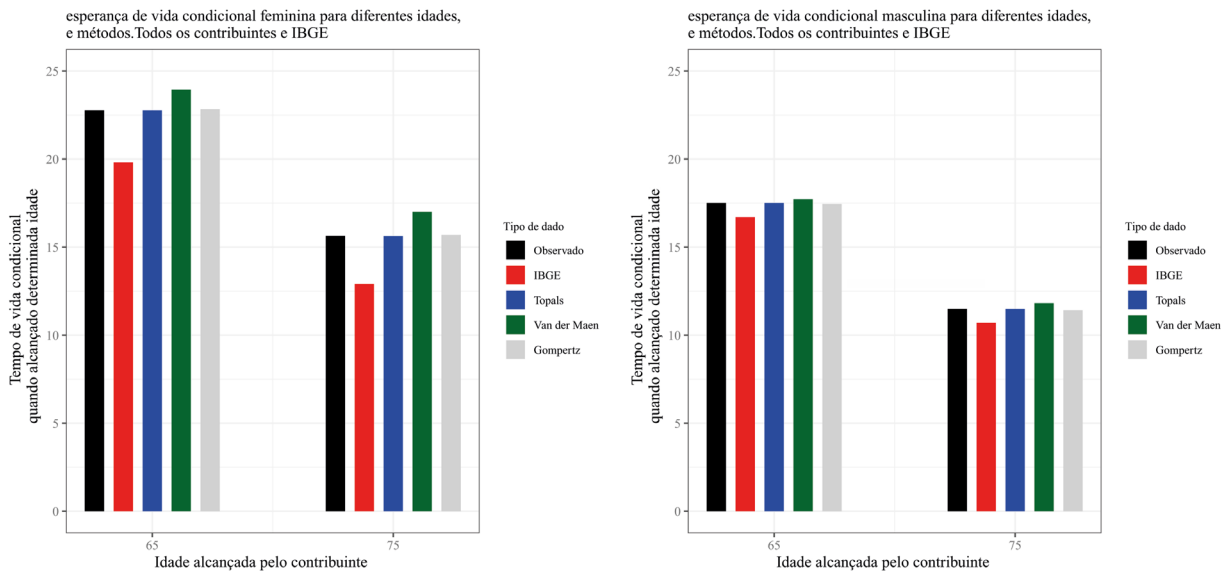
de vida do IBGE são maiores que os níveis de mortalidade dos beneficiários do INSS, em especial para as mulheres.



**Figura 4** Diferenças entre as esperanças de vida condicionais (estimado – observado) por idade, tipo de modelo e grupos de beneficiários do INSS (2015)

API-RUR = aposentados por idade na clientela rural; API-URB = aposentados por idade na clientela urbana; ATC = aposentados por tempo de contribuição; BPC = benefício de prestação continuada.

Fonte: AEPS (2021).



**Figura 5** Esperanças de vida condicionais por sexo oficiais [Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)] e por tipo de modelo para o total de beneficiários do INSS (2015)

Fonte: AEPS (2021) e IBGE (2021).

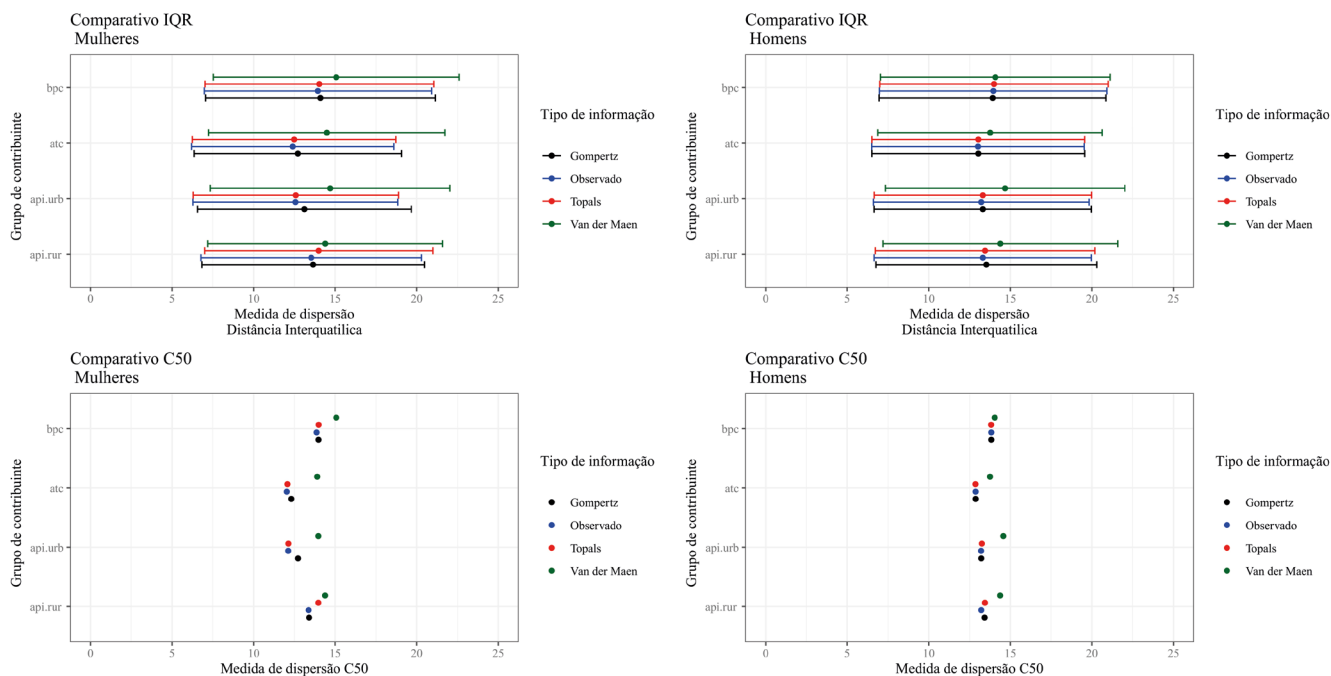
### 3.4 Comparação das Medidas de Variabilidade na Distribuição dos Óbitos por Modelo/Grupo

A Figura 6 apresenta os resultados relacionados à dispersão dos óbitos ao longo do intervalo etário

de 65 a 105 anos, tal como medido pelo IQR e pelo menor intervalo de C50 dos óbitos por tipo de modelo e grupos de beneficiários. No geral, não percebemos grandes diferenças em termos de tendência central ou dispersão na distribuição dos óbitos entre as estimativas

por diferentes modelos em cada grupo ou sexo de beneficiários. Ainda assim, observa-se que o IQR aponta para maior dispersão e maior idade mediana à morte nos resultados produzidos pelo modelo Van der Maen em todos os grupos de beneficiários, especialmente para mulheres. Para os demais modelos, ou considerando-se os

dados observados, as diferenças em termos de posição ou dispersão na distribuição dos óbitos são muito pequenas. Como esperado, os resultados pelo C50 acompanham aqueles mostrados pelo IQR, apontando para maior dispersão nos resultados pelo modelo Van der Maen em cada grupo de beneficiários.



**Figura 6** Intervalo interquartilício (*interquartile range – IQR*) e menor intervalo de concentração de 50% (*C50*) dos óbitos por tipo de modelo e grupos de beneficiários do INSS (2015)

API-RUR = aposentados por idade na clientela rural; API-URB = aposentados por idade na clientela urbana; ATC = aposentados por tempo de contribuição; BPC = benefício de prestação continuada.

Fonte: AEPS (2021).

## 4. DISCUSSÃO E CONCLUSÃO

De modo geral, as evidências apresentadas no estudo indicam que os dados de óbitos e população de segurados do INSS têm boa qualidade em relação à declaração da idade, especialmente para o período mais recente de estudo, mas também sugerem que há diferenças de qualidade nos dados entre os grupamentos de benefícios considerados. Os segurados urbanos, aposentados voluntariamente pelo RGPS via API-URB e ATC, parecem possuir registros de óbitos mais consistentes que os segurados previdenciários rurais (API-RUR) e os beneficiários de amparos assistenciais a idosos (BPC). Nesses dois últimos grupamentos, houve melhoria expressiva na captação e na tempestividade das informações, mas ainda há indícios de subnotificação, com certo risco de que a data de falecimento captada ou, no caso da suspeita de óbito, estimada tenha sido deslocada no tempo e gere alguma distorção no cálculo da idade em que o evento de fato ocorreu.

O uso de diferentes métodos para estimação, suavização e extrapolação das taxas para idades mais avançadas viabilizou análises comparativas sobre o padrão de mortalidade nas idades mais avançadas por grupos de beneficiários. No geral, os resultados indicam que o modelo de Gompertz não apresentou um bom ajuste para as curvas de mortalidade de segurados do INSS. As estimativas produzidas com o método Topals e a lei de mortalidade Van der Maen se ajustaram melhor aos dados observados e apresentaram resultados mais consistentes.

Pela análise comparativa por medidas sintéticas de mortalidade (esperança de vida condicional em diferentes idades) e medidas de dispersão (IQR e C-50) por diferentes modelos e grupo de beneficiários, notou-se que esperanças de vida condicionais às idades de 65 e 75 para o total de beneficiários do INSS são sempre maiores que aquelas estimadas pelo IBGE para a população geral. Ou seja, os níveis de mortalidade implícitos nas tábuas de vida



do IBGE são maiores que os níveis de mortalidade dos beneficiários do INSS, em especial para as mulheres.

Dentre os ainda escassos estudos publicados que cotejam a mortalidade dos beneficiários do INSS com a da população em geral, vale destacar a dissertação de mestrado de Castro (1997), que consiste em um dos primeiros esforços nesse sentido. A autora, usando registros administrativos do INSS, cujas fragilidades à época foram devidamente destacadas, confirmou, quando a abertura foi possível, os diferenciais por sexo, com mortalidade sistematicamente menor entre as mulheres beneficiárias, e chegou a resultados intrigantes na comparação entre urbanos e rurais, com sobremortalidade dos primeiros. A esse respeito, a explicação esteve muito relacionada à então grande deficiência na captação de óbitos, ainda pior nos grupamentos de beneficiários rurais. No confronto com os indicadores estimados para a população total, também calculados pela autora, os resultados apontam para diferenciais de mortalidade elevados e crescentes com a idade, em favor dos beneficiários do INSS.

Souza (2009), a partir de registros administrativos do INSS de 1998 a 2002, também elaborou indicadores de mortalidade e sobrevida para a população idosa aposentada pelo RGPS, considerando todos os grupamentos de benefícios previdenciários (aposentadorias por invalidez, por idade, por tempo de contribuição, auxílios, benefícios acidentários e pensões por morte) e as idades da faixa de 65-90 anos. A autora também estima sobrevida maior para os beneficiários do RGPS, comparativamente aos indicadores produzidos pelo IBGE para a população total em 2008. Esse resultado chama a atenção pela distância temporal entre os dados utilizados em cada estimativa (1998-2002 *versus* 2008).

Outros estudos, elaborados a partir de distintas fontes de dados e recortes temporais, também confirmam os diferenciais entre homens e mulheres e apontam para certa convergência entre urbanos e rurais, seja com base no critério de área de moradia ou de clientela (natureza da atividade econômica, referencial adotado pelo RGPS). Paiva et al. (2018), com base em microdados administrativos mais recentes (1997-2016) e mais consistentes, apontam igualmente para a convergência das curvas de sobrevivência de aposentados por idade urbanos e rurais, até mesmo com algum diferencial positivo em favor dos últimos, e encontram diferenciais por sexo comparáveis aos obtidos neste trabalho. Albuquerque (2019), utilizando os dados do Censo Demográfico 2010/IBGE, estima que a expectativa de vida de residentes em áreas rurais supera a obtida para a área urbana. Mais recentemente, Santos et al. (2020), com base, novamente, em registros administrativos do INSS (1999-2018), realizam a análise das idades médias de cessação por

óbito e da duração média das aposentadorias por idade cessadas por óbito para chegar a conclusões semelhantes.

De modo geral, portanto, os resultados encontrados na literatura vão ao encontro dos achados obtidos neste estudo, tendo em vista que as estimativas de sobrevida se mostraram superiores entre beneficiários em geral e aposentados rurais e urbanos do RGPS, sendo inferiores às do IBGE apenas no grupamento de benefícios não previdenciários. Sendo o BPC um benefício de natureza assistencial, destinado à proteção de idosos de baixa renda sem condições contributivas para alcançar benefícios previdenciários, suas maiores taxas de mortalidade encontram respaldo em estudos como o de Beltrão et al. (2010), que estimam tábuas completas de mortalidade por sexo para os membros de famílias com renda *per capita* de até um, dois ou três salários mínimos mensais. As tábuas, construídas a partir do agravamento das tábuas estimadas pelo IBGE para a população brasileira total, apontam para a relação inversa entre nível de renda e mortalidade. Essa relação inversa, possivelmente mediada por fatores como infraestrutura local de saneamento básico, acesso a serviços de saúde e nível de informação, determinaria diferenças regionais importantes na sobrevida, mesmo quando essa é controlada pela renda familiar *per capita*.

Ressalte-se, contudo, que os resultados de Beltrão et al. (2010), embora ajudem a explicar os piores indicadores do BPC, dificultam a compreensão das estimativas obtidas para a API-RUR, dado que se atribui aos segurados rurais um perfil socioeconômico prevalentemente frágil e que essa espécie de aposentadoria voluntária se concentra nas regiões menos desenvolvidas do país – em 2015 (AEPS, 2021), 60% do estoque de benefícios ativos se concentrava no Norte e no Nordeste. Para além da já aventada pior qualidade nos registros de óbito, a explicação pode passar, por exemplo, por diferenças em segurança alimentar (alcance de necessidades caloricas básicas) entre segurados urbanos e rurais, mas resta claro que esse tema merece uma avaliação mais profunda.

Considerando que os grupos de benefícios tratados separadamente preponderam entre os idosos e que seus indicadores se mostram aparentemente mais coerentes na comparação com as estimativas do IBGE, a explicação para esse resultado deve passar pelo comportamento das pensões por morte e de suas peculiaridades em termos de regras de concessão, manutenção e cobertura por sexo. Ressalvada qualquer hipótese que sustente uma mortalidade substantivamente menor entre mulheres pensionistas, deve-se analisar com mais cautela os dados dessa espécie de prestação previdenciária, pois é possível que a explicação se deva a peculiaridades em seu tratamento nos registros do INSS e/ou ao fato de que parcela considerável das mulheres ainda é beneficiária

apenas na condição de pensionista e que, contrariando a hipótese original de cobertura estável entre idosos, a proporção de mulheres protegidas é menor e a cobertura pela pensão por morte cresce com a idade (*Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada [IPEA]*, 2018) – ou seja, há incrementos contínuos na população exposta ao risco nas idades mais elevadas, exigindo o uso de técnicas que captem essa dinâmica e evitem distorções nas taxas de mortalidade.

Assumindo que os dados de API-URB e ATC são de melhor qualidade, sugerem-se, para esses grupos e ambos os sexos, apenas as suavizações das taxas de mortalidade produzidas pelo método Topals. Para os grupos de BPC e API-RUR, nos quais supõem-se que os dados de idades acima dos 80 não são confiáveis, sugerem-se as estimativas produzidas pelo método Van der Maen. Em todas as estimativas, assume-se algum efeito de seletividade de mortalidade nas idades mais avançadas, contribuindo para uma desaceleração das taxas nessas idades, tal como preconizado pela literatura demográfica/atuarial.

A comparação dos resultados desta pesquisa com a tábua do IBGE, extrapolada por Castro (2018) até 110 anos e mais, revelou a sobre-estimação das probabilidades de morte produzidas pelo autor em idades mais avançadas, o que teria importantes implicações para as provisões matemáticas no uso dessa tábua extrapolada, com menor esperança de vida, na sustentabilidade dos planos de previdência, ao indicar a solvência do plano quando os ajustes são menores ou quase iguais às obrigações (Ayuso

et al., 2021; Gosmann & Avozani, 2014). Importante considerar que os impactos de uma esperança de vida mais baixa ocorrem ao longo do tempo e irão demandar ajustes importantes para o funcionamento do sistema. Assim, os resultados aqui apresentados apontam para a necessidade de mais estudos para avaliação e correção da qualidade dos dados e do aperfeiçoamento de métodos para produção de estimativas mais confiáveis e robustas, especialmente nas idades mais avançadas (Nepomuceno & Turra, 2020; Turra, 2012), que possam ser aplicadas pelas entidades de previdência.

Ressalta-se que este estudo se baseou na busca de modelos ou leis de mortalidade que produzissem um melhor ajuste dos parâmetros e, conseqüentemente, uma suavização/extrapolação das taxas em idades avançadas para cada grupo de beneficiários do INSS. Portanto, a escolha do modelo por grupo se baseou na qualidade dos dados (supondo API-UR e ATC de melhor qualidade), na qualidade do ajuste de cada modelo/grupo e nas suposições relacionadas ao comportamento das curvas nas idades mais avançadas.

Diante do exposto, consideramos que os resultados obtidos neste estudo contribuem para o debate sobre os diferenciais de mortalidade por sexo e idade entre grupos de beneficiários do RGPS e INSS. Em contrapartida, reforçam a necessidade de mais estudos que busquem identificar e explorar esses diferenciais de mortalidade entre grupos de beneficiários e desses com a população geral, tal como estimada pelo IBGE.

## REFERÊNCIAS

- Albuquerque, F. R. P. C. (2019). Tábuas de mortalidade segundo a situação do domicílio utilizando-se o Censo Demográfico de 2010. *Informe de Previdência Social*, 31(5), 3-20.
- Anuário Estatístico da Previdência Social. (2021). *Infologo – Base de dados do Anuário Estatístico da Previdência Social*. Dataprev.gov. <http://www3.dataprev.gov.br/infologo/inicio.htm>
- Ayuso, M., Bravo, J. M., & Holzmann, R. (2021). Getting life expectancy estimates right for pension policy: Period versus cohort approach. *Journal of Pension Economics & Finance*, 20(2), 212-231. <https://doi.org/10.1017/S1474747220000050>
- Barbi, E., Lagona, F., Marsili, M., Vaupel, J. W., & Wachter, K. W. (2018). The plateau of human mortality: Demography of longevity pioneers. *Science*, 360(6396), 1459-1461.
- Beard, R. E. (1959). Note on some mathematical mortality models. In G. E. W., et al. (Eds.), *The lifespan of animals* (pp. 302-311). Wiley Online Library. <https://doi.org/10.1002/9780470715253>
- Beltrão, K. I., Sugahara, S., & Silva, L. (2010). Estimate of mortality for individuals from low-income families. In C. Contador (Org.), *Microinsurance in Brazil: Research series* (pp. 171-218). Escola Nacional de Seguros.
- Beltrão, K., & Sugahara, S. (2017). Mortalidade dos funcionários públicos civis do Executivo por sexo e escolaridade – 1993/2014. *Revista Contabilidade & Finanças*, 28(75), 445-464. <https://doi.org/10.1590/1808-057x201704320>
- Black, D. A., Hsu, Y. C., Sanders, S. G., Schofield, L. S., & Taylor, L. J. (2017). The Methuselah effect: The pernicious impact of unreported deaths on old-age mortality estimates. *Demography*, 54(6), 2001-2024.
- Bravo, J. M. V. (2007). *Tábuas de mortalidade contemporâneas e prospectivas: modelos estocásticos, aplicações actuariais e cobertura do risco de longevidade* [Tese de Doutorado]. Universidade de Évora. <http://dspace.uevora.pt/rdpc/handle/10174/11148>
- Campos N. O. B., & Rodrigues, R. N. (2004). O ritmo de declínio da mortalidade dos idosos nos estados do Sudeste, 1980/2000. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 21(2), 323-342.
- Castro, L. G. (2018). *Nota técnica sobre a metodologia adotada pelo Ministério da Previdência Social na extrapolação das*

- Tábuas de Mortalidade IBGE para as idades acima de 80 anos, de autoria do atuário Luciano Gonçalves de Castro, MIBA nº 1.116, doutorando em demografia, mestre em estudos populacionais e pesquisas sociais, pesquisador – demógrafo da COPIS/DPE/IBGE.* <http://sa.previdencia.gov.br/site/2015/06/NOTA-TECNICA-ATUARIAL-EXTRAPOLACAO-DA-TABUA-IBGE-MPS.pdf>
- Castro, M. C. (1997). *Entradas e saídas no sistema previdenciário brasileiro: uma aplicação de tábuas de mortalidade* [Dissertação de Mestrado]. Universidade Federal de Minas Gerais. <https://repositorio.ufmg.br/handle/1843/MCCR-7S8LV4>
- Coale, A. J., & Kisker, E. E. (1990). Defects in data on old-age mortality in the United States: New procedures for calculating mortality schedules and life tables at the highest ages. *Asian and Pacific Population Forum*, 4(1), 1-31.
- Coale, A. J., & Li, S. (1991). The effect of age misreporting in China on the calculation of mortality rates at very high ages. *Demography*, 28(2), 293-301. <https://doi.org/10.2307/2061281>
- Condran, G. A., Himes, C. L. E., & Preston, S. H. (1991). Old-age mortality patterns in low-mortality countries: An evaluation of population and death data at advanced ages, 1950 to the present. *Population Bulletin of the United Nations*, (30), 23-60.
- De Beer, J. (2012). Smoothing and projecting age-specific probabilities of death by TOPALS. *Demographic Research*, 27(20), 543-592. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2012.27.20>
- De Boor, C. (2001). *Applied mathematical sciences: A practical guide to splines*. Springer-Verlag. (Trabalho original publicado em 1978).
- Eilers, P. H. C., & Marx, B. D. (1996). Flexible smoothing with B-splines and penalties. *Statistical Science*, 11(2), 89-121.
- Feehan, D. M. (2018). Separating the signal from the noise: Evidence for deceleration in old-age death rates. *Demography*, 55(6), 2025-2044.
- Gavrilov, L. A., & Gavrilova, N. S. (2019). Late-life mortality is underestimated because of data errors. *PLoS biology*, 17(2), Artigo e3000148. <https://doi.org/10.1371/journal.pbio.3000148>
- Gavrilova, N. S., & Gavrilov, L. A. (2014). *Mortality trajectories at extreme old ages: a comparative study of different data sources on U.S. Old-age mortality. Living to 100 monograph.* <https://www.soa.org/globalassets/assets/files/resources/essays-monographs/2014-living-to-100/mono-li14-3a-gavrilova.pdf>
- Gomes, M. M., & Turra, C. M. (2009). The number of centenarians in Brazil: Indirect estimates based on death certificates. *Demographic Research*, 20(20), 495-502.
- Gompertz, B. (1825). On the nature of the function expressive of the law of human mortality, and on a new mode of determining the value of life contingencies. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London*, 115, 513-583.
- Gonzaga, M. R., & Schmertmann, C. P. (2016). Estimating age- and sex-specific mortality rates for small areas with TOPALS regression. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 33(3), 629-652. <https://doi.org/10.20947/S0102-30982016c0009>
- Gonzaga, M. R., Queiroz, B. L., & Lima, E. E. C. (2018). Compression of mortality. *Revista Latinoamericana de Población*, 12(23), 9-35.
- Gonzaga, M. R., Queiroz, B. L., & Machado, C. J. (2009). Compressão da mortalidade: um estudo da variabilidade da idade à morte na população do estado de São Paulo, Brasil, 1980-2005. *Cadernos de Saúde Pública*, 25(7), 1475-1485.
- Gosmann, M. C., & Avozan, C. L. (2014). Risco de longevidade na previdência dos servidores públicos federais no Brasil. In C. S. Calvete, & M. C. Gosmann (Org.). *Políticas de emprego, trabalho e previdência* (pp.116-140). Universidade Federal do Rio Grande do Sul. <https://lume.ufrgs.br/bitstream/handle/10183/198720/001100762.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Grupo de Foz. (2021). *Métodos demográficos: uma visão desde os países de língua portuguesa*. Blucher. <https://doi.org/10.5151/9786555500837>
- Hill, K., You, D., & Choi, Y. (2009). Death distribution methods for estimating adult mortality: Sensitivity analysis with simulated data errors. *Demographic Research*, 21(9), 235-254. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2009.21.9>
- Horiuchi, S., & Wilmoth, J. R. (1998). Deceleration in the age pattern of mortality at older ages. *Demography*, 35(4), 391-412. <https://doi.org/10.2307/3004009>
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2018). *Projeções da população: Brasil e Unidades da Federação. Revisão 2018. Série Relatórios Metodológicos (40)*. IBGE.
- Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. (2018). Políticas sociais – acompanhamento e análise. *Boletim de políticas sociais*, (27), 1-45. [http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/10278/1/BPS\\_n27\\_previdencia\\_social.pdf](http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/10278/1/BPS_n27_previdencia_social.pdf)
- Jdanov, D. A., Jasilionis, D., Soroko, E. L., Rau, R., & Vaupel, J. W. (2008). *Beyond the Kannisto-Thatcher Database on old age mortality: An assessment of data quality at advanced ages* [Working Paper]. Max Planck Institute for Demographic Research.
- Kannisto V. (2000). Measuring the compression of mortality. *Demographic Research*, 3. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2000.3.6>
- Kannisto, V. (1988). On the survival of centenarians and the span of life. *Population Studies*, 42(3), 389-406. <https://doi.org/10.1080/0032472031000143546>
- Kannisto, V. (1999). Assessing the information on age at death of old persons in national vital statistics. In B. Jeune, & J. W. Vaupel (Eds.), *Validation of exceptional longevity (Odense Monographs on Population Aging, Vol. 6)* (pp. 235-249). Odense University Press.
- Nepomuceno, M. R., & Turra, C. M. (2020). The population of centenarians in Brazil: Historical estimates from 1900 to 2000. *Population and Development Review*, 46(4), 813-833.
- Paiva, L. H., Stivali, M., & Rangel, L. A. (2018). *Devemos unificar as idades de elegibilidade das previdências urbana e rural?* [Texto para Discussão]. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

- Pascariu, M. D., & Vladimir C.-R. (2017). A history of mortality modelling from Gompertz to Lee-Carter everything in a single R package: MortalityLaws. In *Anais do International Population Conference*. <https://iussp.confex.com/iussp/ipc2017/meetingapp.cgi/Paper/4572>
- Pascariu, M. D., & Vladimir C.-R. (2020). *MortalityLaws: Parametric mortality models, life tables and HMD*. <https://CRAN.R-project.org/package=MortalityLaws>
- Prata P. R. (1992). A transição epidemiológica no Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*, 8(2), 168-175.
- Preston, S. H., Elo, I. T., & Stewart, Q. (1999). Effects of age misreporting on mortality estimates at older ages. *Population Studies*, 53(2), 165-177.
- Queiroz, B. L., Gonzaga, M. R., Vasconcelos, A. M. N., Lopes, B. T., & Abreu, D. M. X. (2020). Comparative analysis of completeness of death registration, adult mortality and life expectancy at birth in Brazil at the subnational level. *Population Health Metrics*, 18(11). <https://doi.org/10.1186/s12963-020-00213-4>
- Sacher, G. A. (1966). The Gompertz transformation in the study of the injury-mortality relationship: Application to late radiation effects and ageing. In P. J. Lindop, & G. A. Sacher (Eds.), *Radiation and aging* (pp. 411-441). Taylor & Francis.
- Santos, C. F., Costanzi, R. N., Silva, V. S., Fernandes, A. Z., & Maximino, S. L. (2020). Longevidade dos aposentados e duração das aposentadorias por idade. *Informe de Previdência Social*, 32(1), 5-20.
- Silva, L. G. C. E. (2011). Estudo da mortalidade dos servidores públicos civis do estado de São Paulo: tábua de mortalidade destinada aos regimes próprios de previdência social. In *Anais do XX Encontro Nacional de Estudos Populacionais*.
- Souza, M. C. M. (2009). *Um estudo sobre a mortalidade dos aposentados idosos do Regime Geral de Previdência Social do Brasil no período de 1998 a 2002* [Dissertação de Mestrado]. Universidade Federal de Minas Gerais. <https://repositorio.ufmg.br/handle/1843/AMSA-8AMNS9>
- Steinsaltz, D. R., & Wachter, K. W. (2006). Understanding mortality rate deceleration and heterogeneity. *Mathematical Population Studies*, 13(1), 19-37.
- Tabeau, E. (2001). A review of demographic forecasting models for mortality. In E. Tabeau, et al. (Eds.). *Forecasting mortality in developed countries. European studies of population (Vol. 9)*. Springer. [https://doi.org/10.1007/0-306-47562-6\\_1](https://doi.org/10.1007/0-306-47562-6_1)
- Turra, C. M. (2012). Os limites do corpo: a longevidade em uma perspectiva demográfica. *Revista da Universidade Federal de Minas Gerais*, 19(1), 156-181.
- University of California & Max Planck Institute for Demographic Research. (2021). *Human Mortality Database*. <https://www.mortality.org/>
- Van der Maen, W. J. (1943). Het berekenen van stertfekansen. *Verzekerings Archief*, 44(4), 281-300.
- Wachter, K. W. (2018). Hypothetical errors and plateaus: A response to Newman. *PLoS biology*, 16(12), Artigo e3000076. <https://doi.org/10.1371/journal.pbio.3000076>
- Weitz, J. S., & Fraser, H. B. (2001). Explaining mortality rate plateaus. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 98(26), 15383-15386. <https://doi.org/10.1073/pnas.261228098>



Wilmoth J. R., & Horiuchi, S. E. (1999). Rectangularization revisited: Variability of age at death within human

populations. *Demography*, 36(4), 475-495. <https://doi.org/10.2307/2648085>

## APÊNDICE

**Tabela 1**

*Avaliação da qualidade da declaração da idade, método de Coale e Li (1991), RGPS e BPC (AEPS, 2015)*

População/óbitos	Total	ATC	API-URB	API-RUR	BPC
Masculino					
População	0,992	0,943	0,954	1,017	1,012
Óbito	1,008	0,990	0,990	1,028	0,999
Feminino					
População	1,005	0,963	0,975	1,012	1,027
Óbito	1,035	0,993	1,013	1,034	1,046

API-RUR = aposentados por idade na clientela rural; API-URB = aposentados por idade na clientela urbana; ATC = aposentados por tempo de contribuição; BPC = benefício de prestação continuada; RGPS = Regime Geral de Previdência Social.

Fonte: RGPS/AEPS (2021).

**Tabela 2**

*Indicadores de preferência digital dos óbitos (Jdanov, 2008; AEPS, 2015)*

Óbitos	Total	ATC	API-URB	API-RUR	BPC	Suécia
Masculino	96,7	85,5	95,9	98,7	106,8	94,7
Feminino	102,3	93,0	94,8	103,6	103,8	97,4

API-RUR = aposentados por idade na clientela rural; API-URB = aposentados por idade na clientela urbana; ATC = aposentados por tempo de contribuição; BPC = benefício de prestação continuada.

Fonte: Regime Geral de Previdência Social (RGPS)/AEPS (2021).

**Tabela 3**

*RMSE estimado por intervalo etários, sexo e grupos de beneficiários do INSS (AEPS, 2015) para as leis de Gompertz (1825) e Van der Maen (1943)*

Van der Maen			Gompertz		
Intervalo etário	Grupo	RMSE	Intervalo etário	Grupo	RMSE
Homens					
65-80	API-RUR	0,000669	65-80	API-RUR	0,000533
65-80	API-URB	0,001626	66-81	API-URB	0,001707
67-82	ATC	0,000528	66-81	ATC	0,000470
68-83	BPC	0,001451	69-84	BPC	0,001588
Mulheres					
65-81	API-RUR	0,001451	66-81	API-RUR	0,000719
65-81	API-URB	0,001626	65-81	API-URB	0,000494
65-80	ATC	0,000528	65-80	ATC	0,000846
66-81	BPC	0,000669	66-84	BPC	0,001344

API-RUR = aposentados por idade na clientela rural; API-URB = aposentados por idade na clientela urbana; ATC = aposentados por tempo de contribuição; BPC = benefício de prestação continuada; INSS = Instituto Nacional de Seguro Social; RMSE = root mean square error (raiz quadrática média dos erros).

Fonte: Regime Geral de Previdência Social (RGPS)/AEPS (2021).