

Mortalidade dos funcionários públicos civis do Executivo por sexo e escolaridade – 1993/2014

Executive branch federal civil servant mortality by sex and educational level – 1993/2014

Kaizo Iwakami Beltrão

Fundação Getúlio Vargas, Escola Brasileira de Administração Pública e de Empresas, Rio de Janeiro, RJ, Brasil

Sonoe Sugahara

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Escola Nacional de Ciências Estatísticas, Rio de Janeiro, RJ, Brasil

Recebido em 18.09.2016 – Desk aceite em 04.10.2016 – 3ª versão aprovada em 26.05.2017

RESUMO

Tábuas de vida vêm sendo elaboradas há muito tempo, ao longo da história da humanidade. Porém, a primeira tábua de vida que utilizou conceitos atuariais só veio a ser construída em 1815, por Milne, para a cidade de Carlisle, na Inglaterra. Desde essa data, numerosas tábuas foram e continuam sendo elaboradas para diferentes regiões e países, devido à sua crucial importância para análises de problemas de diversas naturezas, que cobrem um vasto leque de possibilidades, desde estudos atuariais a previsões e demandas para definição de políticas públicas. O problema mais comum, hoje em dia, num cálculo atuarial, é a escolha da tábua adequada para uma dada população. O Brasil dispõe de poucas tábuas específicas adequadas para o mercado de previdência e tem utilizado tábuas importadas que se referem a outros países, com outras culturas e outras experiências de mortalidade. Este trabalho constrói, a partir de dados do Sistema Integrado de Administração de Recursos Humanos, tábuas de vida para os funcionários públicos civis federais do Executivo, no período de 1993 a 2014, desagregando por sexo, idade e nível de escolaridade (médio e superior). A literatura internacional tem reconhecido um hiato de mortalidade devido ao sexo, ao diferencial socioeconômico e à ocupação. A criação da Fundação de Previdência Complementar do Servidor Público Federal, em 2013, demanda tábuas de mortalidade específicas dessa população para subsidiar estudos atuariais, balizamento de políticas de saúde e de pessoal. Uma equação matemática é ajustada. Essa equação pode ser decomposta em mortalidade infantil (ausente nos dados), mortalidade por causas externas e mortalidade por senescência. Incorporaram-se, nas probabilidades de morte ajustadas, resultados recentes que apontam para um limite superior na mortalidade para os mais idosos. Supondo uma distribuição binomial para os óbitos, utilizou-se a desviância como figura de mérito para se avaliar a aderência dos dados observados, tanto a um conjunto de tábuas utilizadas pelo mercado de seguros/aposentadorias quanto às tábuas ajustadas.

Palavras-chave: tábua de mortalidade, funcionários públicos federais, modelo de Heligman & Pollard, diferenciais por escolaridade, diferenciais por sexo.

ABSTRACT

Life tables have been elaborated throughout much of human history. However, the first life table to use actuarial concepts was only constructed in 1815 by Milne for the city of Carlisle in England. Since then, numerous tables have been elaborated for different regions and countries, due to their crucial importance for analyzing various types of problems covering a vast range of possibilities, from actuarial studies to forecasting and evaluating demands in order to define public policies. The most common problem nowadays in an actuarial calculation is choosing a suitable table for a given population. Brazil has few specific tables for the pensions market and has been using imported tables that refer to other countries, with different cultures and different mortality experiences. Using data from the Integrated Human Resource Administration System, this table constructs life tables for Executive branch federal civil servants for the period from 1993 to 2014, disaggregated for sex, age, and educational level (high school and university). The international literature has recognized differences in mortality due to sex, socioeconomic differences, and occupation. The creation of the Complementary Pension Foundation for Federal Public Servants in 2013 requires specific mortality tables for this population to support actuarial studies, healthcare, and personnel policies. A mathematical equation is fitted to the data. This equation can be broken down into infant mortality (not present in the data), mortality from external causes, and mortality from senescence. Recent results acknowledging an upper limit for old age mortality are incorporated into the adjusted probabilities of death. Assuming a binomial distribution for deaths, the deviance was used as a figure of merit to evaluate the goodness of fit of the observed data both to a set of tables used by the insurance/pensions market and to the adjusted tables.

Keywords: mortality tables, federal civil servants, Heligman & Pollard model, educational attainment effect, sex differentials in mortality.

1. INTRODUÇÃO

Tábuas de vida vêm sendo elaboradas há muito tempo, ao longo da história da humanidade. Porém, a primeira tábua de vida que utilizou conceitos estritamente atuariais foi construída em 1815, por Milne, para a cidade de Carlisle, na Inglaterra. Desde essa data, numerosas tábuas foram e continuam sendo elaboradas para diferentes regiões e países, devido à sua crucial importância para análise de problemas de diversas naturezas, que cobrem um vasto leque de possibilidades, desde estudos atuariais (Caldart, 2014) a previsões e demandas para definição de políticas públicas. O problema mais comum, hoje em dia, num cálculo atuarial, é a escolha da tábua adequada para uma dada população. A criação da Fundação de Previdência Complementar do Servidor Público Federal (Funpresp), em 2013, demanda tábuas de mortalidade específicas dessa população para subsidiar estudos atuariais, balizamento de políticas de saúde e de pessoal.

Para a construção de uma tábua de vida específica para um grupo populacional, dois problemas se apresentam. O primeiro é o conjunto de dados em si, informações dos óbitos e da população em risco. Nesse caso, é possível utilizar dados de coorte ou dados transversais. A vantagem do uso de dados de coorte é que se observam as taxas de mortalidade de um único grupo em diferentes idades. A desvantagem é o tempo necessário para tal levantamento, pois seria necessário esperar toda uma geração, do nascimento ao óbito do último membro. Com os dados transversais, o tempo para a coleta de dados se reduz, mas observam-se óbitos de gerações diferentes em diferentes idades. O usual é construir o que se denomina coorte sintética: trabalha-se com indivíduos hipotéticos que estariam expostos, a cada idade, à força de mortalidade do dado instantâneo.

O segundo problema envolve a escolha de um modelo adequado para descrever alguma função da mortalidade. Os óbitos podem ser considerados variáveis aleatórias com distribuição binomial, $B(N, q)$, com o parâmetro de tamanho, N , conhecido (população exposta ao risco) e o parâmetro de probabilidade, q , desconhecido e a ser estimado. É comum trabalhar-se com modelos não paramétricos, nos quais se estimam as funções da tábua para cada idade (ou grupo etário) diretamente dos dados. Supondo-se que grupos etários contíguos (ou idades contíguas) deveriam apresentar valores semelhantes para as funções, é usual algum tipo de suavização, considerando-se as idades. Para tal, diversas técnicas de graduação vêm sendo desenvolvidas. Copas e Haberman (1983) dividem os métodos de graduação em três grandes grupos: métodos

gráficos, métodos paramétricos e métodos de soma e de médias ajustadas. Já Abid, Kamhawey e Alsalloum (2006) dividem os métodos atuariais de graduação em nove grandes blocos: gráficos, de soma, de Kernel, de interpolação osculatória, de *spline*, paramétrico ou de ajuste de curvas, graduação, referindo-se a uma tabela padrão (*relational models*), de equações de diferenças e de programação linear. Em contrapartida, cada uma destas abordagens pode incorporar as variações temporais ou considerar um determinado instante no tempo, isto é, referir-se a uma determinada data.

As Nações Unidas criaram famílias de tábuas-modelo, agrupando tábuas com características semelhantes (United Nations, 1983). São quatro famílias (Norte, Sul, Leste e Oeste) indexadas por um parâmetro. Ainda que essas tábuas tenham sido criadas a partir da observação de 158 tábuas de vida, a indexação por um único parâmetro torna seu uso razoavelmente limitado. Em contraponto, tem sido grande a oferta de modelos paramétricos flexíveis para descrever as forças da mortalidade para as diferentes idades. Alguns modelos se propõem a descrever apenas a mortalidade adulta ou algum segmento etário específico. Os primeiros modelos, mais simplistas, admitiam uma idade máxima, e as funções que descreviam o acompanhamento da coorte eram do tipo: $l_x = 1 - \left(\frac{x}{M}\right)^n$, em que x é a idade, M é a idade máxima alcançável pela população e n uma constante de ajuste a ser determinada para a população específica [ver, por exemplo, de Moivre (1718) e de Graaf (1729) citados por Duchene e Wunsch (1988)].

Gompertz (1825) propõe um modelo que, além da mortalidade aleatória, que atingiria jovens e idosos da mesma forma, agrega uma força de mortalidade que se relaciona com a senescência. Nenhuma hipótese sobre um limite para a vida é feita. A fórmula resultante é

$$l_x = ckq^{qx} \quad \boxed{1}$$

em que x é a idade e os demais parâmetros são constantes da equação a serem estimadas.

Ainda naquele século, vários autores propuseram generalizações dessa fórmula, tentando, principalmente, melhor ajustar as idades extremas (os mais jovens e os mais idosos). Os modelos propostos a partir da fórmula de Gompertz foram se tornando cada vez mais complexos, ainda que, no final, nenhum deles fosse completamente satisfatório.

Outros autores partiram de diversos princípios para a formulação de leis de mortalidade, por exemplo, utilizando a distribuição de Weibull. Em tais casos, esses autores (Morlat, 1975, citado por Duchene e Wunsch, 1988) admitem que o indivíduo é a composição de múltiplos e complexos sistemas dinâmicos, interagindo entre si, cada um com uma distribuição de Weibull, com um parâmetro específico. A combinação de várias distribuições de Weibull tem a mesma distribuição de probabilidade. Nessa distribuição, a força de mortalidade decresce com a idade como uma hipérbole, enquanto a função de Gompertz supõe uma força de mortalidade constante. O passo seguinte foi propor modelos nos quais a mortalidade de cada grupo de idade (ou grupo de causas) apresentasse um comportamento específico e, portanto, tivesse que ser descrita por uma equação diferente.

Obviamente, o nível e a estrutura da mortalidade variam de população para população e, mesmo numa população específica, variam no tempo. Estudos sobre taxas de mortalidade têm sido desenvolvidos, considerando a influência de fatores econômicos como, por exemplo, a riqueza. Todavia, devido à dificuldade de mensuração dessa variável, é comum o uso de outra variável altamente correlacionada à renda, como, por exemplo, a instrução ou a ocupação, mais facilmente mensuráveis [ver Vallin (1980)]. Masters, Hummer e Powers (2012) explicitam a persistência da importância dos diferenciais de escolaridade na mortalidade, tanto por causas como para o agregado.

Outra vertente, referente às tábuas de mortalidade desagregadas por categorias profissionais, é comum em países desenvolvidos. Por exemplo, na Grã-Bretanha, coletam-se e publicam-se estatísticas há mais de 100 anos, classificando os trabalhadores em cinco grupos socioeconômicos: não qualificados, semiquualificados, qualificados, intermediários e de nível superior. Alguns países desenvolvem tábuas de mortalidade específicas para a população de funcionários públicos (Andreone, 2011; Canada, 2014; Daric, 1951).

Esses estudos também têm sido realizados para mortalidades por causas específicas. Por exemplo, Terris (1967) estudou óbitos por cirrose hepática em diferentes grupos ocupacionais nos Estados Unidos da América e em outros países durante os anos 1950. Entre seus achados, Terris conclui que, no grupo de homens de 20 a 60 anos de idade, os trabalhadores manuais (exceto os de agricultura) e os semiquualificados tiveram níveis de mortalidade, respectivamente, de 48% e 18% acima da média americana. Em contrapartida, na Inglaterra e no País de Gales, durante o mesmo período, observou-se que os grupos de nível superior de instrução tinham duas

vezes mais chance de morrer por cirrose do que os menos instruídos. A diferença entre esses países é atribuível à legislação de impostos. As taxas sobre as bebidas alcoólicas são mais pesadas nos citados países do que nos Estados Unidos da América.

O obstáculo central à construção de uma tábua de vida a partir dos dados do Registro Civil (para a informação de óbitos) e dos Censos (para a população em risco), no Brasil e em outros países em situação semelhante, encontra-se tanto no nível de cobertura dos óbitos como no de cobertura e na qualidade da informação censitária, embora seja possível estimar um corretor que use qualquer uma das várias técnicas existentes para estimar os níveis de cobertura dos óbitos do registro civil (Bennett & Horiuchi, 1981; Brass, 1975; Courbage & Fargues, 1979; Preston, Coale, Trussel & Weinstein, 1980). Essas técnicas supõem um erro uniforme para todas as idades, ou pelo menos para os grupos etários acima de certa idade (usualmente 5 ou 10 anos). Existem, porém, evidências de que esses erros seriam maiores para os grupos extremos: crianças e idosos. Outro problema é a utilização de dados com fontes distintas e possivelmente com erros também distintos de mensuração e cobertura. É notório, no Brasil, o problema do dígito preferencial. É comum que pessoas, principalmente as mais idosas e as de menor nível socioeconômico, ao declararem idade ou ano de nascimento, arredondem os números para valores terminados em 0 ou 5.

O Brasil dispõe de poucas tábuas específicas adequadas para os mercados de seguro e previdência e tem utilizado tábuas importadas que se referem a outros países, com outras culturas e outras experiências de mortalidade. No Brasil, o uso de dados administrativos para o cálculo de taxas de mortalidade já tem alguns precedentes. Conde (1991) construiu uma tábua de vida para os funcionários da Fundação Atílio Francisco Xavier Fontana. Beltrão, Sobral, Leal e Conceição (1995) computaram uma tábua para os funcionários do Banco do Brasil para o período de 1940 a 1990, a partir do cadastro da Caixa de Previdência dos funcionários. Ribeiro e Pires (2001) estenderam essa tábua para incluir dados até 2000. Beltrão e Sugahara (2002) construíram tábuas para os funcionários públicos federais a partir de dados do Sistema Integrado de Administração de Recursos Humanos (Siape) [até 2017, o sistema será paulatinamente substituído por outro, mais abrangente, o Sistema Integrado de Gestão de Pessoas (Sigepe)]. Beltrão e Sugahara (2005) utilizaram dados administrativos da Superintendência de Seguros Privados (Susep) para ajustar uma tábua de vida para a população coberta pelos seguros privados. Oliveira, Frischtak, Ramirez, Beltrão e Pinheiro (2012) replicaram o estudo com dados mais recentes. Silva

(2010), usando dados administrativos da Secretaria de Planejamento do Estado de São Paulo, estimou tábuas por sexo e nível educacional para os funcionários públicos civis do estado. Borges (2009) retomou as estimativas dos funcionários públicos civis federais, mas calculando tábuas de múltiplo decremento, incluindo, além do óbito, a entrada em invalidez e a possível exoneração do serviço público. As vantagens do uso de dados administrativos se encontram principalmente no fato de que denominadores e numeradores provêm da mesma fonte, não existindo, então, o problema de sub-registro nem o de dígito preferencial. Além disso, como o uso principal desses registros é o pagamento dos funcionários, a crença na fidedignidade dos registros tem uma boa base.

Neste trabalho, a partir dos dados do Siape, estimaram-se probabilidades de morte para os funcionários públicos

federais civis (ativos e aposentados) do Poder Executivo, estendendo o trabalho de Beltrão e Sugahara (2002) e de Borges (2009), incorporando uma base de dados expandida para incluir 10 anos a mais, conseguindo, com isso, estimativas mais acuradas. Essas estimativas contribuem para a formação de um conjunto de tábuas de mortalidade com experiências baseadas em dados nacionais e, especificamente, poderiam subsidiar estudos sobre políticas públicas direcionadas aos servidores federais.

Este artigo é composto de quatro seções. A primeira é esta introdução. A segunda descreve e apresenta o desenvolvimento do trabalho e a terceira seção inclui os comentários e conclusões. A última seção contém a bibliografia utilizada. O Anexo apresenta os valores das tábuas estimadas por sexo e escolaridade.

2. DESENVOLVIMENTO

Esta seção descreve a fonte dos dados utilizada, as variáveis consideradas no estudo e traça um perfil do contingente e dos óbitos dos funcionários públicos encontrados no banco do Siape e utilizados no cálculo das probabilidades de morte. Apresenta, também, o modelo ajustado e os parâmetros estimados, bem como a comparação entre si das tábuas estimadas segundo sexo e escolaridade e a comparação entre as tábuas estimadas e as tábuas utilizadas pelo mercado.

2.1 Fonte dos Dados

Com a reforma do Estado, iniciada em 1995 (Brasil, 1995), numa proposta de “reconstrução da administração pública em bases modernas e racionais”, desenvolveram-se vários sistemas de informações para auxiliar a gestão estatal. Entre esses sistemas, criou-se um sistema único de todo o funcionalismo para a gerência da folha de pagamento e manutenção dos dados cadastrais dos servidores civis federais (Siape).

O sistema contém vários arquivos organizados em tabelas, com vários tipos de registro, nos quais a matrícula do funcionário é a chave para a concatenação dos mesmos registros nas diferentes tabelas. Em volume, o arquivo do Siape, em dezembro de 2014, a data de referência para os dados deste trabalho, era composto por 1.447.670 observações correspondentes aos funcionários públicos federais ativos, aposentados e mortos. O boletim de pessoal acusava, na mesma data, 1.207.106 ativos, aposentados e instituidores de pensão. A partir do arquivo de dados pessoais do Siape, gerou-se um arquivo-resumo, contendo,

para cada um dos registros do cadastro (entre funcionários ativos, aposentados e mortos, fossem esses geradores, ou não, de pensões – informação não fornecida), informações relevantes, como, por exemplo, sexo, idade, nível de escolaridade e órgão.

Escolheram-se algumas variáveis, entre as existentes no arquivo, para o presente estudo. Algumas outras variáveis foram criadas a partir de informações disponíveis. Como registro administrativo, o Siape apresenta as vantagens de se trabalhar com uma única fonte. Assim, o numerador e o denominador das probabilidades de morte provêm da mesma fonte, além de não existir o problema de sub-registro nem o de dígito preferencial.

2.2 Distribuição dos Funcionários Públicos Federais

Utilizando os dados do Siape, a Tabela 1 apresenta o contingente de funcionários públicos classificados por sexo e situação (ativos, aposentados, exonerados, falecidos e outros), em dezembro de 2014. Os ativos e aposentados correspondem a cerca de 65% do pessoal, sendo que ativos constituem um pouco mais da metade desses, 38,4%. Entre os funcionários ativos, os do sexo masculino são maioria. Entre os aposentados compulsoriamente (com proventos integrais ou proporcionais), os homens são também maioria. Entre os aposentados por invalidez com proventos integrais, os homens são maioria e, entre aqueles com proventos proporcionais, as mulheres são maioria. Como esperado, o contingente de falecidos também é maior entre os homens, já que tanto a mortalidade masculina quanto os contingentes expostos ao risco são mais significativos.

Tabela 1 Classificação dos funcionários públicos civis federais do Poder Executivo no cadastro em dezembro de 2014, por sexo e situação

Situação atual do servidor ou na data do falecimento	Sexo		Total	%
	Homem	Mulher		
Ativos titular de cargo efetivo esteja cedido ou não	309.181	246.758	555.939	38,4
Aposentadoria por invalidez com proventos integrais	14.870	9.940	24.810	1,7
Aposentadoria invalidez com proventos proporcionais	5.105	6.021	11.126	0,8
Aposentadoria compulsória com proventos integrais	675	279	954	0,1
Aposentadoria compulsória com proventos proporcionais	4.070	2.137	6.207	0,4
Aposentadoria voluntária com proventos integrais	123.639	124.639	248.278	17,2
Aposentadoria voluntária com proventos proporcionais	40.411	52.819	93.230	6,4
Exonerado ou demitido	86.027	56.244	142.271	9,8
Falecido	296.675	68.025	364.700	25,2
Outros	101	54	155	0
Total	880.754	566.916	1.447.670	100

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados do Sistema Integrado de Administração de Recursos Humanos (Siape).

Os valores da Tabela 2 foram obtidos classificando-se a população dos funcionários públicos civis federais por escolaridade e sexo. Como já comentado, a literatura aponta para um diferencial de mortalidade por escolaridade e sexo. Optou-se, neste texto, por agrupar os funcionários

em dois grandes grupos, de tamanho mais ou menos equivalente: “nível superior”, aqueles declarados com ensino superior completo, mestrado ou doutorado, e “nível médio”, incluindo uma gama mais variada de níveis de escolaridade.

Tabela 2 Classificação dos funcionários públicos civis federais do Poder Executivo no cadastro em dezembro de 2014, por sexo e escolaridade

Escolaridade	Sexo		Total	%
	Homem	Mulher		
0	13.522	1.117	14.639	1
Analfabeto	8.685	1.061	9.746	0,7
Alfabetizado sem cursos regulares	72.218	11.099	83.317	5,8
Primeiro grau incompleto até a 4ª série incompleta	37	0	37	0
4ª série do primeiro grau completa	190	63	253	0
Ensino fundamental incompleto	108.102	27.840	135.942	9,4
Ensino fundamental	92.106	47.365	139.471	9,6
Segundo grau incompleto	110	47	157	0
Ensino médio	194.202	158.348	352.550	24,4
Superior incompleto	1.370	792	2.162	0,1
Nível médio	477.020	246.615	723.635	51
Ensino superior	374.412	305.812	680.224	47
Mestrado	8.880	7.993	16.873	1,2
Doutorado	6.920	5.379	12.299	0,8
Nível superior	390.212	319.184	709.396	49
Total	880.754	566.916	1.447.670	100

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados do Sistema Integrado de Administração de Recursos Humanos (Siape).

Seguindo a proposta de desagregação da análise da população em dois grandes grupos segundo a escolaridade, apresenta-se a informação com essa desagregação (Figura 1). A população de nível médio (pirâmide do lado esquerdo) masculina (em azul) corresponde a pouco mais de seis milhões de pessoas-ano de exposição, enquanto que a feminina (em vermelho) é de pouco mais de quatro milhões. Para os homens, a moda se apresenta como patamar com valores bem próximos entre 50 e 65 anos, enquanto para as mulheres uma moda

pontual aos 50 anos é discernível. As populações expostas correspondentes para o nível superior (lado direito da figura) são respectivamente de quase cinco e pouco mais de quatro milhões para homens e mulheres, ou seja, os contingentes dos dois sexos apresentam valores bem mais próximos entre si em comparação com o nível médio. Essas se apresentam unimodais, com moda em torno de 44 anos, tanto para homens como para mulheres. Note que para esse nível educacional a moda é mais jovem que para o nível médio.

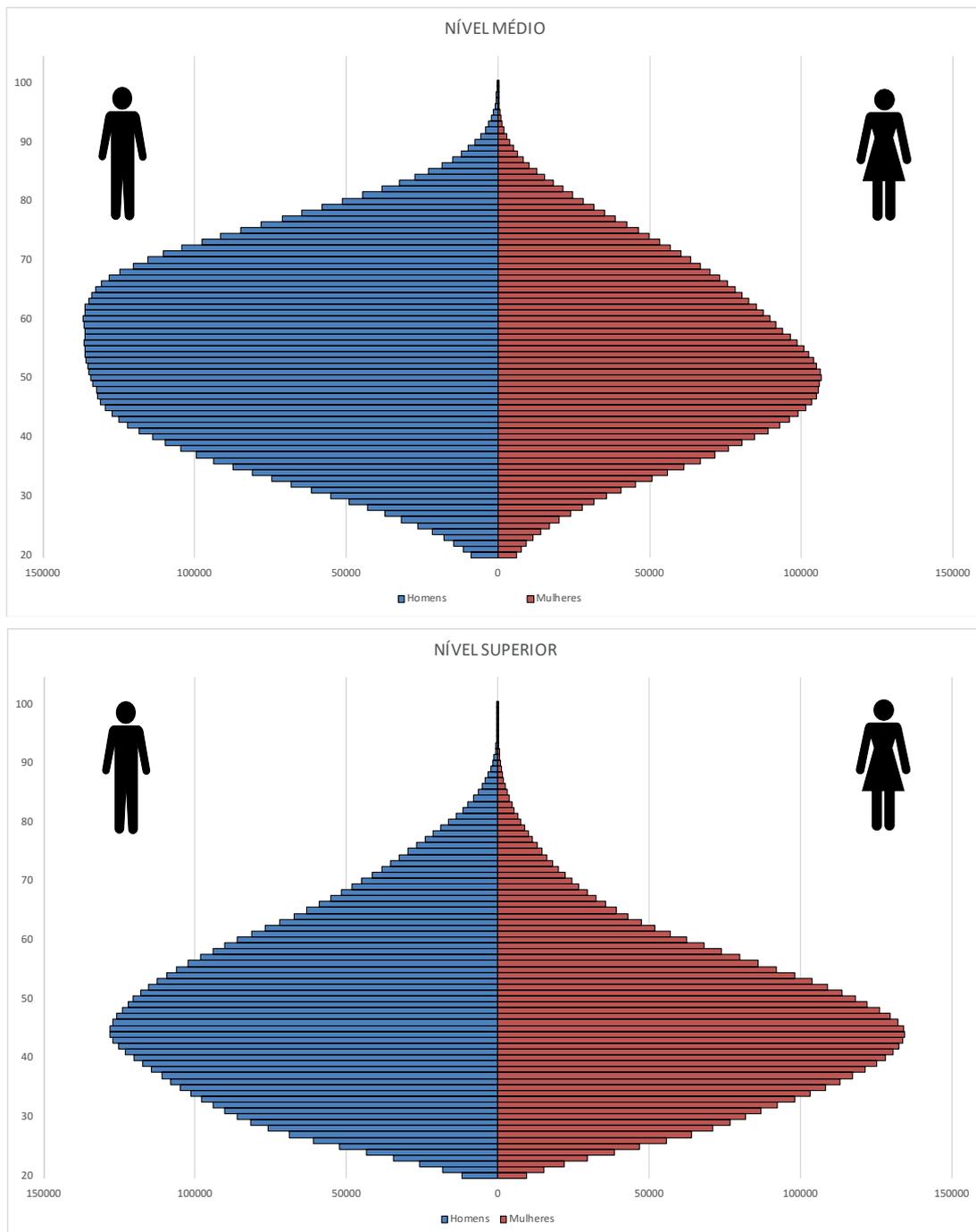


Figura 1 Distribuição sexo/idade – população de funcionários públicos ativos e aposentados – 1993/2014
Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados do Sistema Integrado de Administração de Recursos Humanos (Siape).

A Figura 2 apresenta, para os dados agregados entre 1993 e 2014, a pirâmide etária dos óbitos da população de ativos e aposentados. O total de óbitos para o pessoal de nível médio (pirâmide do lado esquerdo) é da ordem de 173 mil para homens (em azul) e 47 mil para mulheres (em vermelho). O perfil dos óbitos de ambos os sexos é unimodal, com o máximo em torno de 72 anos para

homens e 78 anos para mulheres. Já para a população de nível superior (pirâmide do lado direito), o total de óbitos é de quase 46 mil para homens e 14,4 mil para mulheres. Para essa população de nível superior, o perfil dos óbitos é também unimodal, com a moda em torno de 72 e 73 anos, respectivamente, para homens e mulheres.

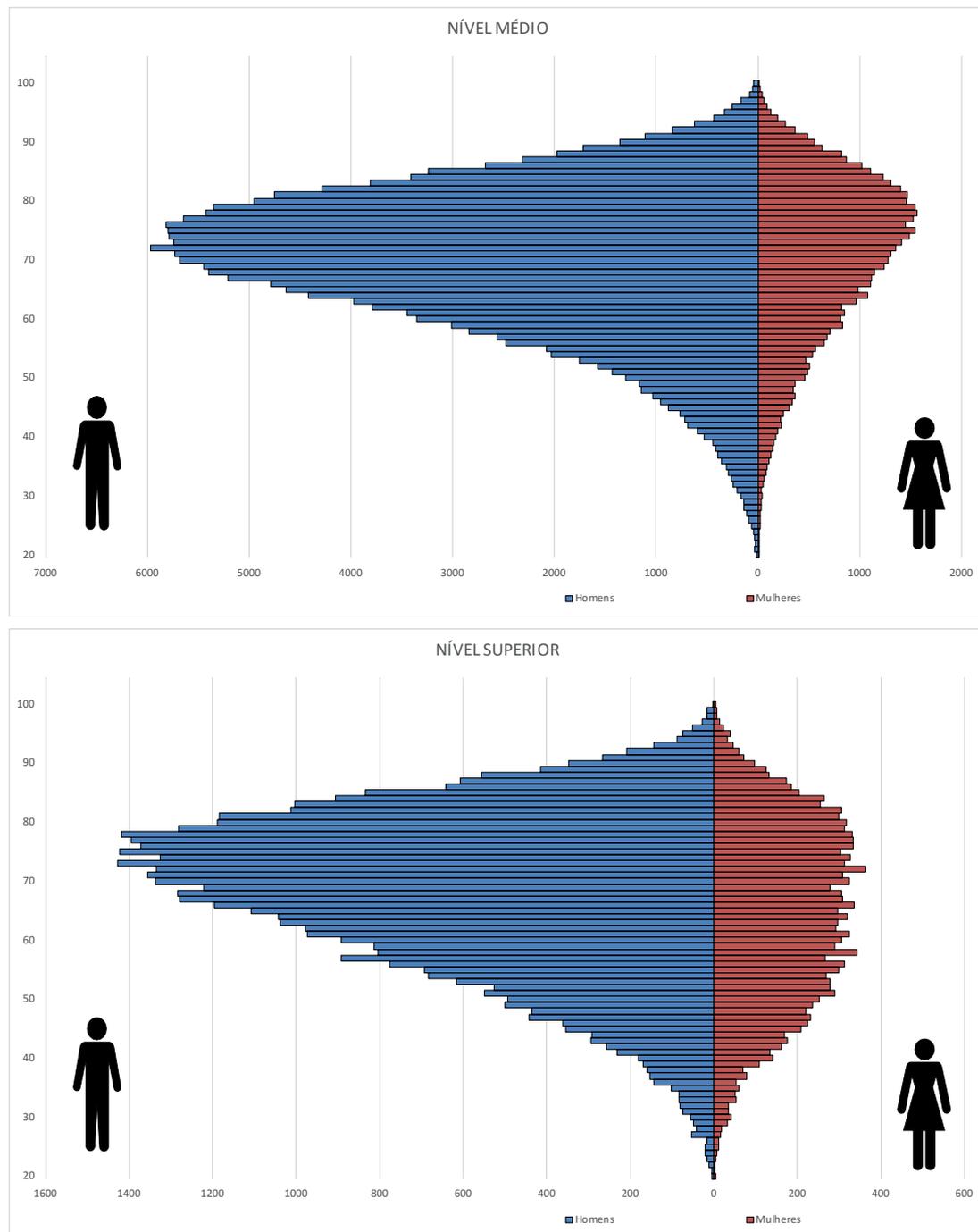


Figura 2 Distribuição sexo/idade – óbitos de funcionários públicos ativos e aposentados – 1993/2014

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados do Sistema Integrado de Administração de Recursos Humanos (Siape).

2.3 Modelo Utilizado

Utilizaram-se as variáveis $p_{x,s,e,t}$, população de ativos e aposentados com idade x do sexo s e escolaridade e (média do ano t) (população em risco) e $o_{x,s,e,t}$, óbitos da população de ativos e aposentados ocorridos com idade x do sexo s e escolaridade e (no ano t). Essas duas variáveis já foram

descritas na seção anterior e os dados agregados podem ser visualizados na Figura 2 para os óbitos e na Figura 1 para a população em risco. Para o estudo, consideraram-se os anos $t = 1993$ a 2014. Calcularam-se, inicialmente, as probabilidades de morte por sexo, idade e escolaridade, usando a seguinte fórmula, sem nenhuma correção:

$$q(x, s, e, t) = \frac{o_{x,s,e,t}}{p_{x,s,e,t} + o_{x,s,e,t}/2}$$

2

em que $q(x, s, e, t)$ é a probabilidade de morte de um indivíduo da população, com idade x , sexo s e escolaridade e (no ano t); $p_{x,s,e,t}$ é a população exposta ao risco (de ativos e aposentados) com idade x do sexo s e escolaridade e (aproximada como a média da população no início e no final do ano t). Por hipótese, entradas e saídas que não por óbitos são consideradas uniformes ao longo do ano; $o_{x,s,e,t}$ são os óbitos da população de ativos e aposentados ocorridos com idade x do sexo s e escolaridade e (no ano t). Por hipótese, os óbitos também são considerados uniformes ao longo do ano. No caso de uma população fechada, o denominador reduz-se à população no início do ano e a distribuição dos óbitos é exatamente uma binomial. Ocorrendo entradas e saídas por exoneração ao longo do ano (fluxos sempre pequenos frente ao contingente populacional), essa distribuição é aproximada. A distribuição de Poisson poderia ser utilizada como aproximação da distribuição binomial se o produto do tamanho da população exposta e da probabilidade de óbito fosse um valor pequeno e o tamanho da população fosse grande. No presente estudo, essa aproximação não é aconselhável, devido ao fato de as populações nas altas

idades serem muito rarefeitas e as probabilidades de óbito não serem pequenas.

A Figura 3 mostra a probabilidade de morte segundo sexo, idade e escolaridade estimada para o período 1993/2014. Tipicamente, homens apresentam valores mais altos do que os das mulheres e indivíduos com nível médio apresentam valores mais altos do que suas contrapartes de nível superior. Em particular, a probabilidade para a população de Homens – nível médio (linha azul-marinho) é a mais alta, mas com um possível *cross-over* nas últimas idades com as probabilidades da população masculina de nível superior (linha azul-claro). As probabilidades de morte das mulheres de nível médio (linha vermelha) se colocam, para os adultos jovens (menos de 40 anos), em segundo lugar, logo abaixo das probabilidades referentes aos homens de nível médio. Já a partir de cerca de 50 anos elas são sobrepujadas pelas probabilidades de morte dos homens de nível superior, que nas primeiras idades se colocavam em terceiro lugar. As probabilidades das mulheres de nível superior (linha cor de laranja) estão consistentemente abaixo de todas as demais.

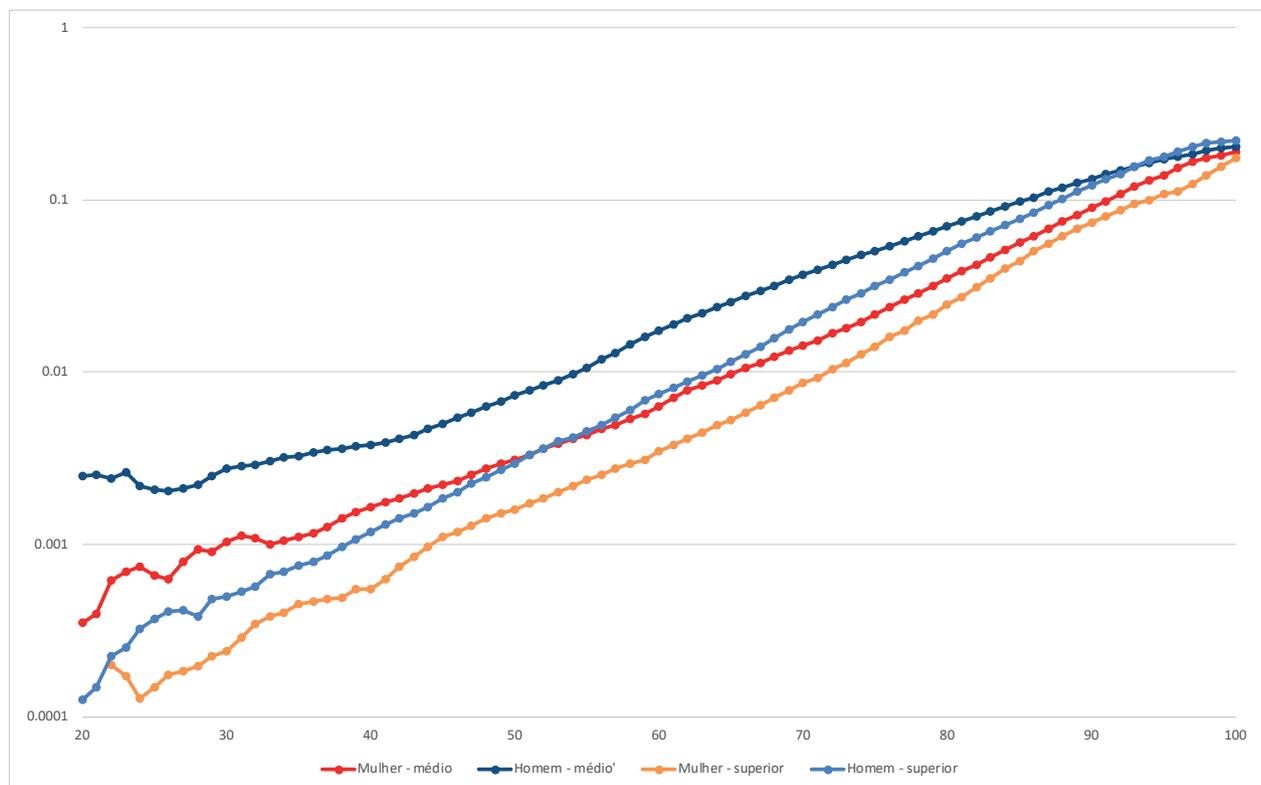


Figura 3 Probabilidades de morte segundo sexo, idade e escolaridade – funcionários públicos ativos e aposentados – 1993/2014
Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados do Sistema Integrado de Administração de Recursos Humanos (Siape).

As curvas sugerem que seria possível ajustar uma função a essas probabilidades.

Optou-se por testar as famílias de funções sugeridas por Heligman e Pollard (1980) e já utilizadas com sucesso

por Beltrão e Sugahara (2002, 2005), Borges (2009), Oliveira et al. (2012) e Silva (2010).

O modelo completo, como proposto por Heligman e Pollard (1980), inclui três componentes:

$$q(x) = A(x+B)^C + De^{-E(\ln x - \ln F)^2} + \frac{GH^x}{(1+KGH^x)} \quad \boxed{3}$$

em que o primeiro termo (com os parâmetros A, B e C) descreve a mortalidade na primeira infância. Infelizmente, não existem informações de mortalidade sobre esse segmento para essa população, razão pela qual tal componente não pode ser ajustada e a mortalidade ajustada refere-se somente à mortalidade adulta (aí incluídos os idosos até 100 anos). Provavelmente, com informações de mais anos, seria possível melhorar as estimativas para os idosos. Dificilmente serão disponibilizados, também, dados para a primeira componente (a partir de informações dos dependentes). O segundo termo corresponde à mortalidade por causas externas. Os óbitos por causas externas correspondem ao capítulo XX do Código Internacional de Doenças (Brasil, 2015). Essas causas de mortalidade afetam principalmente a população masculina e, no Brasil, são as principais causas de óbito entre os adultos jovens do sexo masculino. Nos dados, essa causa só é evidente

entre a população masculina e feminina de nível médio. O parâmetro D está relacionado ao nível do “calombo”, ao passo que o parâmetro E está relacionado à sua amplitude e o parâmetro F é um parâmetro de localização, transladando a curva lateralmente nas idades e caracterizando, simultaneamente, a moda dessa componente (igual ao $\ln F$). O último termo corresponde à mortalidade por senescência e permite ajustar uma desaceleração (ou aceleração) da mortalidade para os indivíduos da quarta idade. Esse termo é o que varia entre as diferentes famílias propostas por Heligman e Pollard (1980). O parâmetro G pode ser entendido, simplesmente, como translação de $(\ln G)$ na escala da idade. O parâmetro H regula as mudanças nas curvaturas, já que todas começam côncavas e passam a convexas. Quanto maior o H, mais cedo ocorre a inflexão. A forma funcional desse termo para outra família considerada pelos autores é:

$$q(x) = \frac{GH^x^K}{(1+GH^x^K)} \quad \boxed{4}$$

Como os dados para a quarta idade são escassos, ainda que o ajuste tenha sido realizado para todas as idades até 100 anos, não se pretende que as curvas estimadas possam ser utilizadas acima de 90 anos. Como as probabilidades ajustadas apresentam um *cross-over* entre os sexos devido a uma queda na mortalidade masculina nas idades acima

de 92, optou-se, para idades acima de 90 anos, por utilizar a probabilidade feminina como referência.

Eliminando-se a primeira componente, a família que melhor se ajustou aos dados foi uma soma de exponenciais da forma:

$$q(x) = De^{-E(\ln x - \ln F)^2} + \frac{GH^x}{(1+KGH^x)} \quad \boxed{5}$$

para homens e mulheres de nível médio e

$$q(x) = \frac{GH^x}{(1+KGH^x)} \quad \boxed{6}$$

para homens e mulheres de nível superior (eliminando-se os dois primeiros termos).

3. RESULTADOS

Apresentam-se, nesta seção, o ajuste realizado e a comparação desse com tábuas selecionadas utilizadas pelo mercado segurador e de previdência.

3.1 Ajustes da Probabilidade de Morte

Consideraram-se as pessoas ano-expostas e os óbitos do período 1993/2014 para a estimação dos parâmetros D, E, F, G, H e K para homens e mulheres, bem como para cada um dos níveis de escolaridade (os parâmetros D, E e F aparecem só para o nível médio). A estimação foi feita iterativamente, utilizando-se a ferramenta de análise de regressão não linear do pacote estatístico Statistical Package for the Social Sciences (SPSS), com definição de pesos para os registros (*analyze/regression/nonlinear*). As observações dos óbitos para uma determinada idade, nível

de escolaridade e sexo são supostas distribuídas como variáveis aleatórias binomiais $B(N_{x,e,s}, q_{x,e,s})$, nas quais $N_{x,e,s}$ é a população de funcionários públicos em determinada idade x , nível de escolaridade e e sexo s , ajustada por entradas, saídas e óbitos, todos supostos uniformes ao longo do ano, e $q_{x,e,s}$ é a probabilidade do óbito que é necessário determinar. O procedimento de regressão não linear do pacote SPSS não permite a escolha dessa distribuição (na verdade, só é possível obter diretamente estimadores ótimos para a distribuição normal). Calcularam-se, iterativamente, estimadores utilizando pesos inversamente proporcionais ao desvio padrão da binomial a partir dos estimadores do passo anterior. No i -ésimo passo, calculou-se o peso, $\text{peso}_{x,e,s}^{(i)}$, a partir da probabilidade de óbito estimada no passo anterior, $q_{x,e,s}^{(i-1)}$, ou seja:

$$\text{peso}_{x,e,s}^{(i)} = \frac{N_{x,e,s}}{q_{x,e,s}^{(i-1)} * (1 - q_{x,e,s}^{(i-1)})}$$

7

Para o primeiro passo, utilizaram-se, como peso, a população para cada idade, sexo e escolaridade, equivalente a admitir que as probabilidades sejam constantes para todas as idades. A convergência foi sempre rápida, no máximo com cinco iterações. O critério de parada foi obter uma diferença entre estimativas sucessivas do parâmetro menor do que 10^{-10} . O parâmetro K foi testado e mostrou-se estatisticamente diferente da unidade para todas as combinações de sexo e escolaridade, com exceção da população de homens de nível superior. Como essa população foi o único caso, optou-se por manter o parâmetro na equação do modelo para essa combinação. Todos os parâmetros tabulados foram estatisticamente significativos. Para o pessoal de nível médio, as idades entre 20 e 100 anos (inclusive) foram utilizadas no ajuste. Para o pessoal de nível superior, o intervalo etário utilizado foi entre 25 e 100 anos (inclusive).

Como já comentado, a inexistência de pessoal trabalhando para o governo em idades mais baixas do que os limites utilizados impede a estimação do primeiro componente do modelo de Heligman e Pollard (1980) e, conseqüentemente, a estimativa de mortalidade para se conseguir uma tábua completa a partir da idade zero. Uma sugestão para idades abaixo de 20 (ou 25) seria a concatenação com tábuas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), utilizando-se uma transformação logito para garantir a continuidade. Para os centenários, os dados, ainda que existam, são bem rarefeitos

e existem dúvidas sobre sua confiabilidade. Não existe consenso entre os especialistas sobre como deveria ser a curva relativa às idades centenárias. Existem evidências em direções contrárias e as informações são todas altamente dependentes da qualidade dos dados (Caselli & Vallin, 2001; Duchene & Wunsch, 1988). Parece haver um retardamento na taxa de crescimento da mortalidade na quarta idade, mas a controvérsia é devida à causa. Fatos simples, como mistura de populações, cada qual com uma curva de mortalidade específica, podem implicar desaceleração e mesmo decréscimo da taxa de mortalidade como função da idade para a população agregada.

A discussão da literatura feita pela Society of Actuaries (SOA, 2001, 2014), quando na construção das tábuas RP, aponta para uma desaceleração das taxas de mortalidade nas idades avançadas, resultando num platô com valor abaixo da unidade (Gampe, 2010; Gavrilov & Gavrilova, 2011; Kestenbaum & Ferguson, 2010, citados por SOA, 2014). Optou-se, neste texto, pela definição do mesmo limite para homens e mulheres, semelhantemente ao adotado pela SOA quando do desenvolvimento das tábuas RP. Além disso, supôs-se o mesmo patamar para ambos os níveis de escolaridade: 0,5. Para garantir esse limite, as probabilidades ajustadas para as idades acima de 90 anos foram recalculadas como média ponderadas entre o valor ajustado e o valor limite, utilizando-se, como peso, o valor (idade-90)/30. Ou seja, aos 119 anos, o valor quase atinge 0,5 e o valor subsequente é igualado à unidade.

Tabela 3 Parâmetros estimados da curva ajustada por sexo e escolaridade

	Nível	D	E	F	G	H	K
Mulheres	Médio	0,00031	4,00	29,00	0,00004937	1,08447	-2,0807
Homens		0,00236	2,60	18,00	0,00012529	1,08582	2,8139
Mulheres	Superior	-	-	-	0,00001629	1,09440	-3,1930
Homens		-	-	-	0,00002420	1,10061	0,9314

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados do Sistema Integrado de Administração de Recursos Humanos (Siape).

Considerando-se que as diferenças por sexo e por escolaridade são determinantes para o perfil de mortalidade, no que se segue, cada grupo, combinação de sexo e escolaridade, é analisado em separado, porém os gráficos são disponibilizados segundo a escolaridade dos funcionários.

3.2 Comparação dos Resultados – Sexo e Escolaridade

Na Figura 4, podem ser visualizadas as comparações dos resultados relativos aos ajustes dos modelos escolhidos (linhas contínuas) com os dados brutos (pontos) para homens (em azul) e mulheres (em vermelho) de nível médio (lado esquerdo) e superior (lado direito). Para as idades abaixo de 40 anos, para ambos os sexos da

população de nível médio, os dados brutos parecem ligeiramente acima dos valores ajustados da função. Para as demais idades, a aderência dos dados ao modelo parece muito boa, principalmente para os adultos mais velhos. Esse resultado é menos satisfatório entre mulheres para as altas idades (acima de 95 anos), fato já esperado, pois a maior dispersão é fruto da menor população de risco. O modelo aponta para uma aceleração nas probabilidades de morte com a idade que coloca os valores ajustados ligeiramente acima dos observados. Para homens de nível médio, o parâmetro K negativo aponta para uma mortalidade com arrefecimento no crescimento nas altas idades. Já para mulheres de nível médio, o parâmetro K positivo aponta para uma mortalidade com aceleração no crescimento nas altas idades.

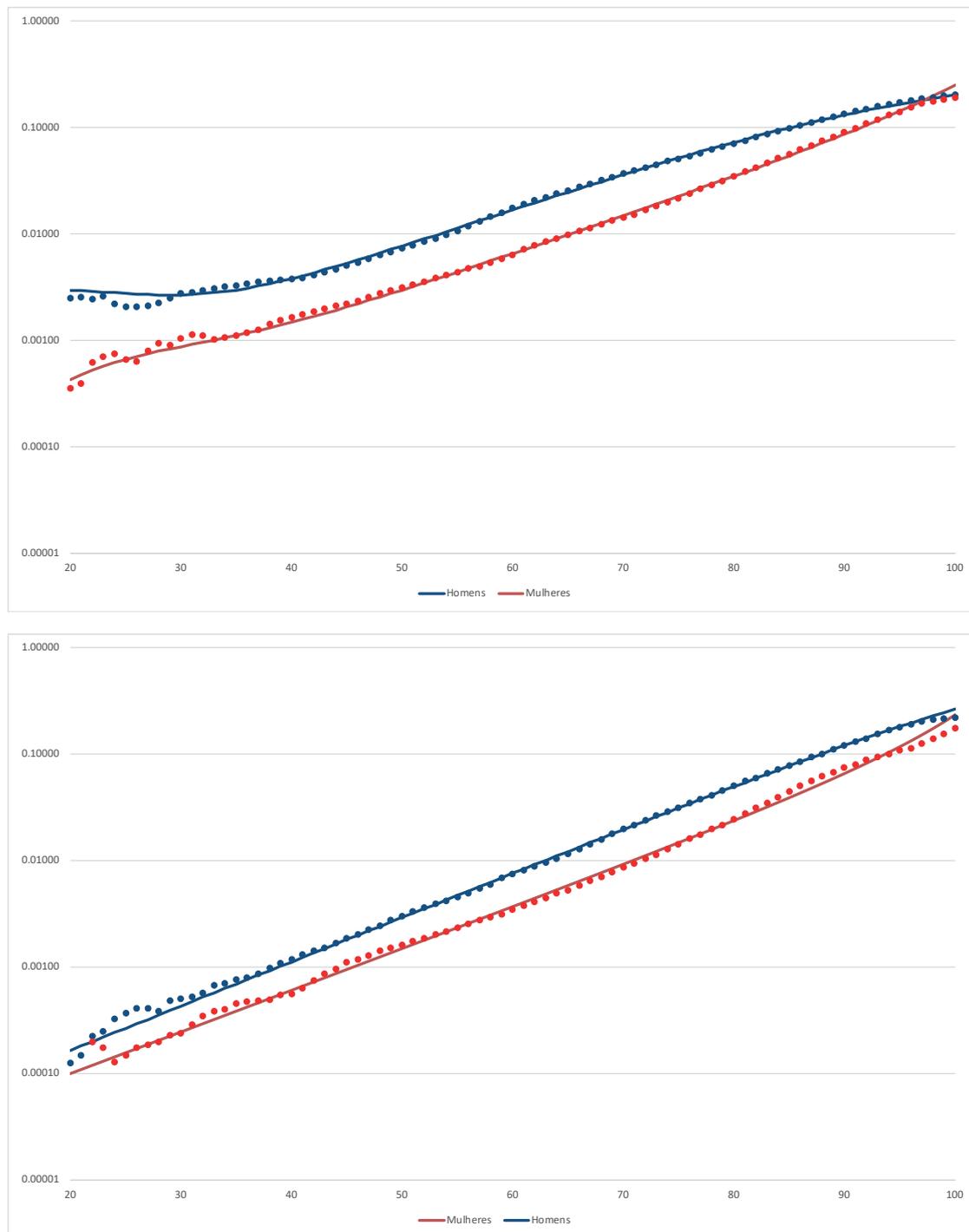


Figura 4 Probabilidade de morte segundo idade, sexo e escolaridade – funcionários públicos ativos e aposentados – 1994/2013
Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados do Sistema Integrado de Administração de Recursos Humanos (Siape).

Semelhantemente ao observado para homens de nível médio, o parâmetro K negativo para os de nível superior aponta para uma mortalidade com arrefecimento no crescimento nas altas idades. Da mesma forma ao observado para mulheres de nível médio, o parâmetro K positivo para as de nível superior aponta para uma mortalidade com aceleração no crescimento nas altas idades, visível mesmo para idades abaixo de 100 anos.

A sobremortalidade masculina é maior para a população de nível médio e nas primeiras idades, como esperado. Para a população de nível médio, a probabilidade de morte masculina é quase 7 vezes a feminina aos 20 anos, caindo com a idade até alcançar o mesmo nível aos 97 anos. Já para a população de nível superior, aos 20 anos, a sobremortalidade está um pouco abaixo de 2, subindo ligeiramente com a idade, chegando a um máximo aos

73 anos e caindo após essa idade, com um *cross-over* aos 80 anos com a sobremortalidade da população de nível médio.

A sobremortalidade de escolaridade (probabilidades do nível médio no numerador e do nível superior no denominador) é maior para a população masculina e nas primeiras idades, como esperado. Para a população masculina, a probabilidade de morte de nível médio é quase 18 vezes a de nível superior aos 20 anos, caindo com a idade até alcançar os mesmos valores logo depois dos 90 anos. Esse valor, nas primeiras idades, é devido, principalmente, ao diferencial de mortalidade por causas externas, bem maior para a população de menor escolaridade. Já para a população feminina, aos 20 anos, a sobremortalidade está um pouco acima de 4 (valores para o nível médio cerca do quádruplo do valor do nível superior), caindo com a idade, com um *cross-over* aos 80 anos com a sobremortalidade da população masculina.

3.3 Comparação com Tábuas do Mercado

Nesta seção, apresentam-se comparações das tábuas

estimadas para o total do período, 1993/2014, para as quatro combinações de sexo e escolaridade, com tábuas selecionadas utilizadas pelo mercado de seguros [para características destas tábuas, ver SOA (2017)]. Essas comparações são feitas a partir das probabilidades de morte e de uma figura de mérito, a desviância, que resume em uma estatística a qualidade do ajuste para todas as idades.

As figuras 5 e 6 apresentam, respectivamente, para homens e mulheres, a comparação das mortalidades estimadas para o período 1993/2014 (referência janeiro de 2004, meio do período) para funcionários públicos civis, segundo escolaridade, e algumas tábuas de vida selecionadas, utilizadas pelo mercado de seguros. Para homens nas idades mais jovens, os valores estimados para os funcionários públicos quase que servem como limite superior (nível médio) e inferior (nível superior) das mortalidades apresentadas nas tábuas do mercado. As exceções são as tábuas do IBGE para cima e a Preferred Class Structure Mortality Tables (CSO, 2001) para baixo. Para mulheres, os valores ajustados aparecem numa posição relativa bem mais baixa.

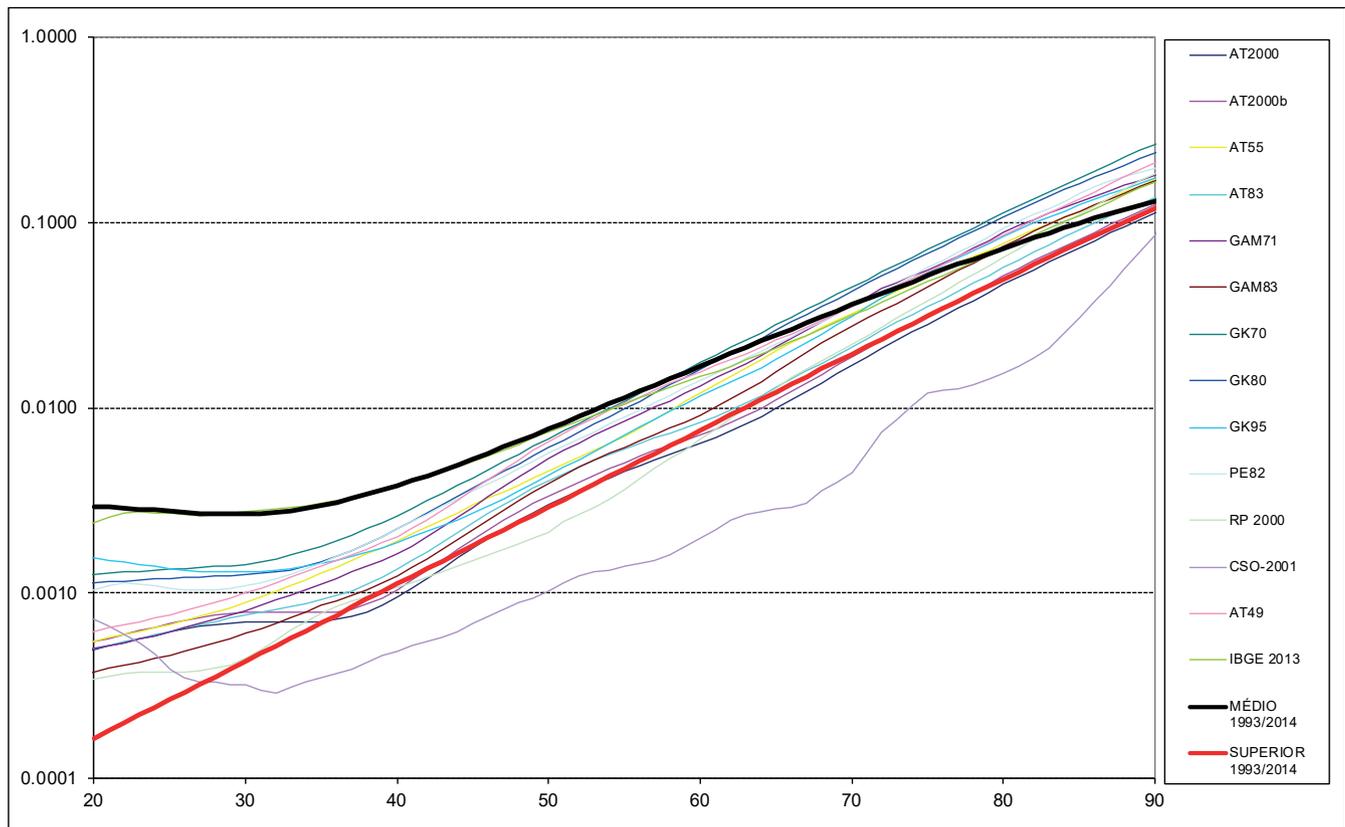


Figura 5 Probabilidade de óbito (escala log) – funcionários públicos ativos e aposentados do Executivo federal segundo escolaridade – homens – 1993/2014 – comparação dos valores ajustados com tábuas do mercado

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados do Sistema Integrado de Administração de Recursos Humanos (Siape).

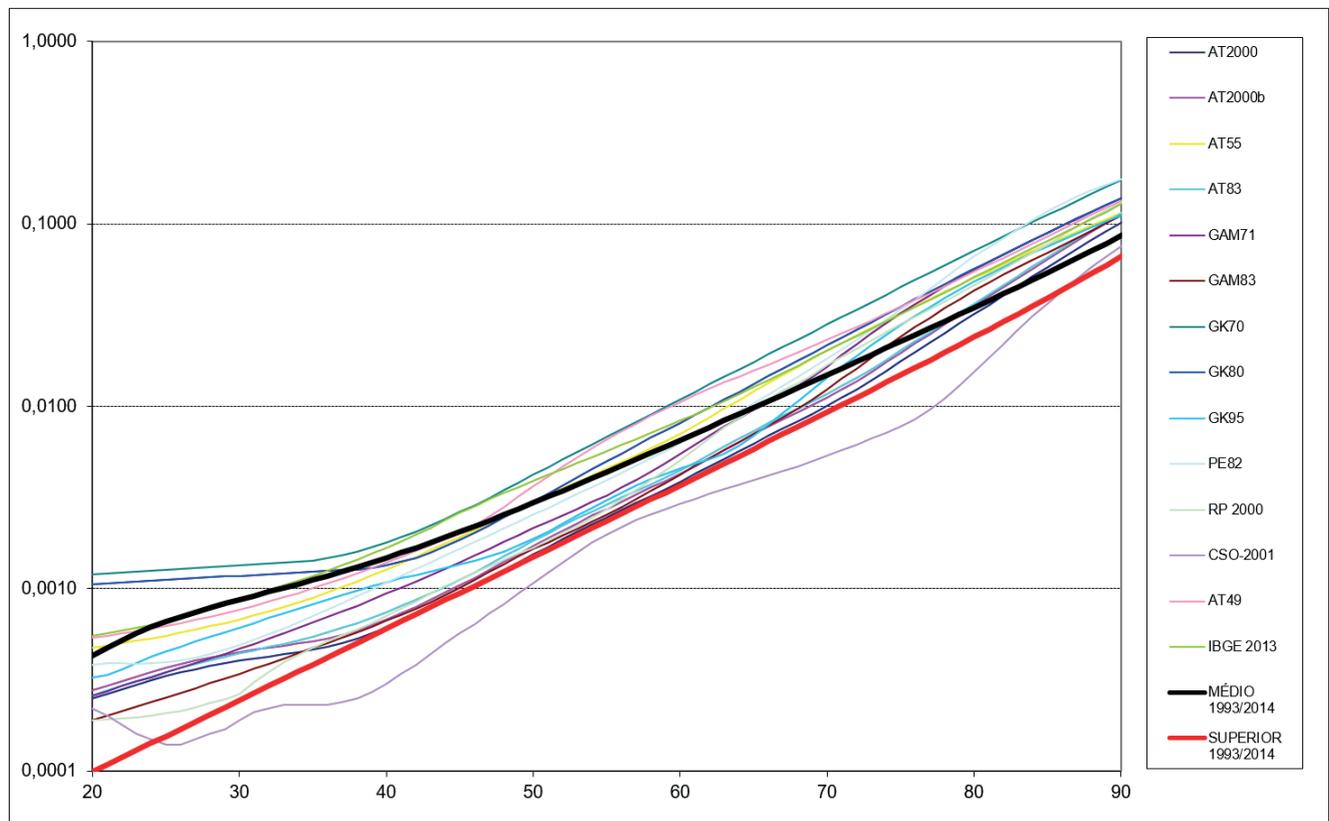


Figura 6 Probabilidade de óbito (escala log) – funcionários públicos ativos e aposentados do Executivo federal segundo escolaridade – mulheres – 1993/2014 – comparação dos valores ajustados com tábuas do mercado

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados do Sistema Integrado de Administração de Recursos Humanos (Siape).

Como pôde ser observado, o grau de aderência aos dados brutos das diferentes tábuas utilizadas pelo mercado varia bastante com a idade e o sexo. Cumpre lembrar que a prática comum, no caso de seguros privados, não é escolher a tábua com maior aderência, mas utilizar uma consagrada pelo mercado, assumindo um fator de carregamento (correspondente a um intervalo unilateral de confiança) ou um deslocamento lateral da idade, para garantir a solvência e o lucro do sistema. Para a previdência privada fechada, um carregamento pode ser utilizado para planos com menores contingentes, devido à variância associada ao processo. Para regimes públicos com contingentes numerosos de pessoal, a variância pode ser absorvida pelo sistema, mas, num sistema de repartição, a escolha adequada permite melhor avaliação dos gastos futuros, bem como um melhor planejamento de política de pessoal.

É comum a utilização de figuras de mérito que resumam a qualidade da aderência de um conjunto de dados a uma determinada tábua (ou a um conjunto de tábuas). Neste texto, utiliza-se a desviância (Croix, Planchet & Thérond, 2013; Dobson & Barnett, 2008), definida como duas vezes a diferença entre a log verossimilhança do

modelo saturado e a da tábua sendo testada, ou seja, $D = 2(l[\hat{q}(\cdot, s)] - l[q_{tb}(\cdot, s)])$. No modelo saturado, as probabilidades para cada idade coincidem com as probabilidades brutas, \hat{q} . Essa estatística tem distribuição assintótica χ^2 com o número de graus de liberdade igual ao de idades individuais utilizadas e é derivada do teste da razão de verossimilhança. Consideraram-se, neste texto, as estatísticas para o intervalo de idades entre 30 e 80 anos.

A literatura menciona outras figuras de mérito, algumas também baseadas na função de verossimilhança, como o teste de Wald e o do Score. Esses e a desviância são assintoticamente equivalentes, convergindo para a mesma distribuição χ^2 .

Considerando-se que a distribuição de óbitos para uma dada idade x e sexo s segue, como já mencionado, uma distribuição binomial $B[N(x, s); q_{tb}(x, s)]$, em que $N(x, s)$ é a população em risco com idade x e sexo s , supondo-se uma dada tábua tb , com probabilidade específica de mortalidade $q_{tb}(x, s)$ e sendo δ o vetor de óbitos observados, a verossimilhança da tábua Tb para um dado sexo s seria definida como:

$$f(\tilde{\theta}_s) = \prod_x \left\{ \binom{N(x,s)}{o(x,s)} [q_{tb}(x,s)]^{o(x,s)} [1 - q_{tb}(x,s)]^{N(x,s)-o(x,s)} \right\} \quad 8$$

em que $o(x,s)$ são os óbitos ocorridos com idade x e sexo s e a log verossimilhança correspondente seria:

$$l[q_{tb}(.,s)] = \ln f(\tilde{\theta}_s) = \sum_x \left\{ \ln \binom{N(x,s)}{o(x,s)} + o(x,s) \ln [q_{tb}(x,s)] + (N(x,s) - o(x,s)) \ln [1 - q_{tb}(x,s)] \right\} \quad 9$$

A desviância seria então:

$$2(l[\hat{q}(.,s)] - l[q_{tb}(.,s)]) = \sum_x \left\{ o(x,s) \ln \left[\frac{\hat{q}(x,s)}{q_{tb}(x,s)} \right] + (N(x,s) - o(x,s)) \ln \left[\frac{1 - \hat{q}(x,s)}{1 - q_{tb}(x,s)} \right] \right\} \quad 10$$

A seguir, para cada nível de escolaridade, apresentam-se, para análise, os gráficos com os valores da desviância calculados para cada combinação de sexo e tábua considerada. A vantagem da desviância é que essa figura de mérito leva em conta não só a distribuição estatística dos dados, como o perfil etário da população envolvida.

As figuras 7 e 8 apresentam os valores para as desviâncias calculadas para o grupo etário de 30 a 80 anos para cada sexo, respectivamente, para a população

de nível médio e superior de funcionários públicos civis do Executivo. Note-se que, no caso dessa figura de mérito, procura-se a tábua que minimize o valor. Tanto para homens de nível médio quanto para os de nível superior, a tábua de melhor aderência, considerando-se a desviância figura de mérito, é a ajustada e a pior, a CSO-2001. No caso dos homens de nível superior, a AT2000b apresenta-se como segunda alternativa, com uma desviância da mesma ordem de grandeza, três vezes maior.

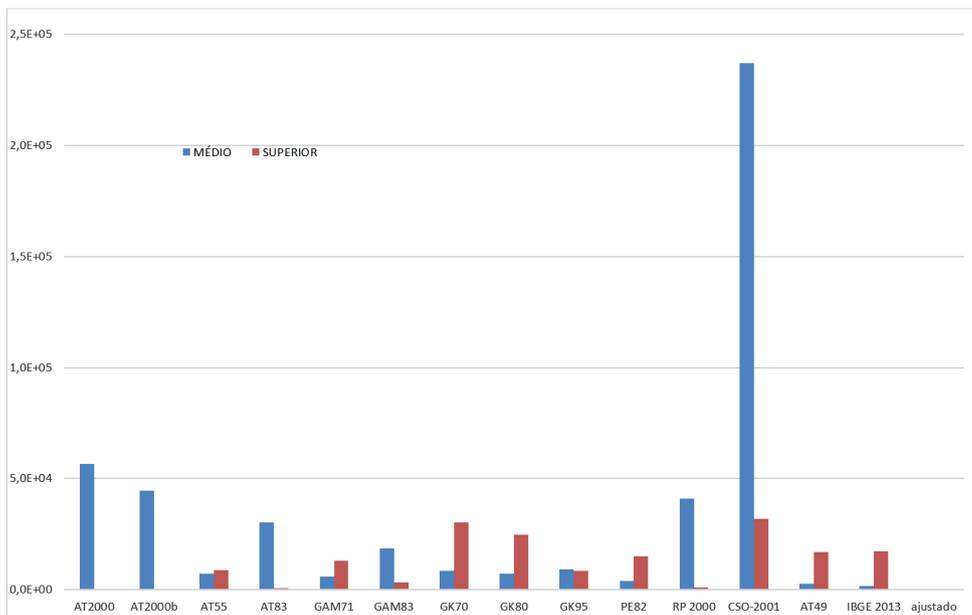


Figura 7 Desviância das tábuas selecionadas e ajustadas com respeito aos valores brutos observados – funcionários públicos ativos e aposentados do Executivo federal segundo escolaridade – homens – 1993/2014

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados do Sistema Integrado de Administração de Recursos Humanos (Siape).

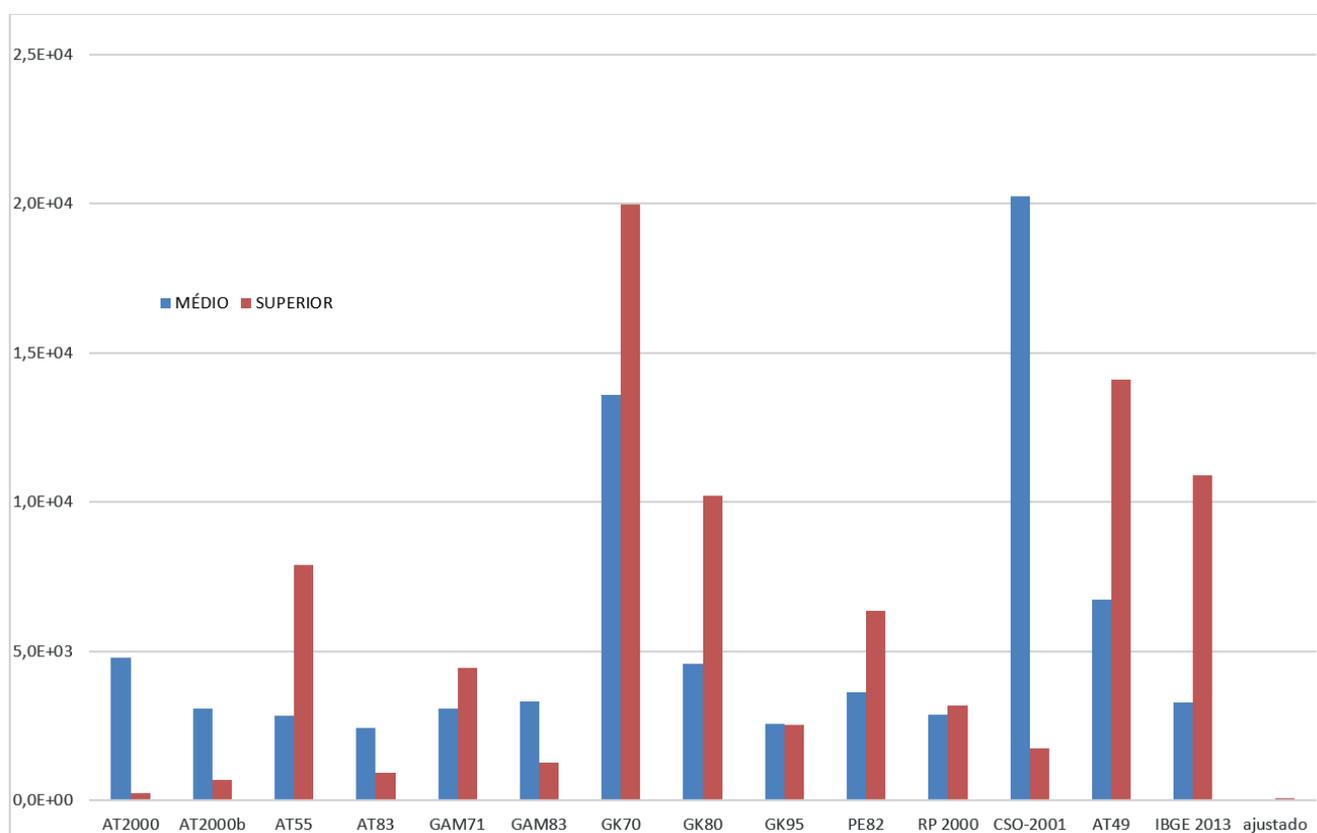


Figura 8 Desviância das tábuas selecionadas e ajustadas com respeito aos valores brutos observados – funcionários públicos ativos e aposentados do Executivo federal segundo escolaridade – mulheres – 1993/2014

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados do Sistema Integrado de Administração de Recursos Humanos (Siape).

Para mulheres de nível médio e superior, as tábuas com melhor aderência são as tábuas ajustadas, as mesmas reconhecidas para homens. A tábua com pior aderência para o nível médio é a CSO-2001 e, para o nível superior,

a GK70. Para mulheres de nível superior, a tábua AT2000 apresenta-se como segunda opção, com uma desviância de mesma ordem de grandeza da tábua ajustada, mas cinco vezes maior.

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste estudo confirma-se o comportamento esperado do ordenamento das mortalidades. Em princípio, a população brasileira de cada sexo deve apresentar valores maiores do que as dos funcionários públicos, tanto para os de nível médio, quanto para os de nível superior. Observa-se que as mortalidades, para os funcionários com nível superior, foram inferiores às dos funcionários com nível médio, tanto para homens como para mulheres. Isso parece indicar que as condições socioeconômicas, associadas à escolaridade, afetam de fato a mortalidade também entre os funcionários públicos brasileiros, confirmando estudos semelhantes realizados em outros países. Esse hiato nas condições socioeconômicas, que se traduz como hiato também na mortalidade, é menor entre as mulheres.

Como era de se esperar, os valores obtidos para mulheres apresentaram-se sempre inferiores aos valores encontrados para homens. Seria ideal a continuidade do estudo para se estimar probabilidades de morte em outros intervalos de tempo. O acompanhamento de populações específicas pode funcionar como evento-sentinelas de populações maiores, possivelmente sinalizando a existência de tendências, como, por exemplo, o calombo na mortalidade entre os adultos jovens de ambos os sexos, notável mesmo com a exiguidade de pontos no tempo entre os funcionários de nível médio de ambos os sexos.

Probabilidades de morte para a população como um todo dependem, por um lado, da disponibilidade de informações de óbitos do Registro Civil do IBGE ou do Sistema de Informação Sobre Mortalidade (SIM),

do Ministério da Saúde, que não estão disponíveis em tempo real, como os dados administrativos do Siape. Em contrapartida, dependem também de informações da população do Censo, que são usualmente decenais ou de estimativas intercensitárias. Probabilidades calculadas a partir de registros administrativos podem ser feitas em tempo real e com informações de numerador e denominador de mesma fonte.

Além disso, tábuas de vida específicas, para um contingente de funcionários, podem ser utilizadas para balizar políticas da instituição. É possível, por exemplo, estimar gastos futuros com aposentadorias e pensões. É possível também planejar um esquema de contratações futuras, baseado nas saídas do corpo de funcionários (seja

por morte, aposentadoria ou exoneração). É possível, ainda, desenhar campanhas de conscientização para as causas evitáveis de maior magnitude no grupo, como, provavelmente, causas externas, doenças cardiovasculares etc.

Uma possível extensão deste trabalho seria uma modelagem considerando o *improvement* das probabilidades de morte, uma medida da sua variação temporal (Rosner et al., 2013). Uma opção para essa extensão poderia ser uma modificação do modelo proposto por Lee e Carter (1992), considerando-se as probabilidades como o produto do modelo de Heligman e Pollard (1980) e uma função determinística suave da idade e tempo, ao invés da função aleatória, proposta originalmente por Lee e Carter.

REFERÊNCIAS

- Abid, A. D., Kamhawe, A. A., & Alsalloum, O. I. (2006). Graduating the Saudi crude mortality rates and constricting their monetary tables. *Journal of King Saud University*, 19(1), 23-39.
- Andreone, F. (2011). Le système de pensions des fonctionnaires et agents de l'Union européenne. *Revue Française D'administration Publique*, 140(4). Recuperado de https://www.cairn.info/article_p.php?ID_ARTICLE=RFAP_140_0807.
- Beltrão, K. I., Sobral, A. P. B., Leal, A. A. C., Conceição, M. C. G. (1995, setembro). *Mortalidade por sexo e idade dos funcionários do Banco do Brasil, 1940-1990. (Relatórios Técnicos, 02/95)*. Escola Nacional de Ciências Estatísticas/Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro. Recuperado de <http://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv25525.pdf>.
- Beltrão, K. I., Sugahara, S. (2002). *Tábua de mortalidade para os funcionários públicos civis federais do poder executivo por sexo e escolaridade: comparação com tábuas do mercado. (Texto para discussão, 3)*. Escola Nacional de Ciências Estatísticas/Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro. Recuperado de <http://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv1419.pdf>.
- Beltrão, K. I., Sugahara, S. (2005). *Taxas de mortalidade no setor de seguros – 1998/2000. Estimativas e comparações com tábuas de mercado: vida individual, vida em grupo, previdência privada e acidentes pessoais*. (1a ed.). Rio de Janeiro: Fundação Escola Nacional de Seguros.
- Bennett, N. G., & Horiuchi, S. (1981). Estimating the completeness of death registration in a closed population: current items. *Population Index*, 47(2), 207-222.
- Borges, G. M. (2009). *Funcionalismo público federal: construção e aplicação de tábuas biométricas*. (Dissertação de Mestrado). Escola Nacional de Ciências Estatísticas/Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro. Recuperado de http://www.ence.ibge.gov.br/images/ence/doc/mestrado/dissertacoes/2009/Dissertacao_2009_Gabriel_Mendes_Borges.pdf.
- BRASIL. Ministério da Administração Federal e da Reforma do Estado (1995). *Plano diretor da reforma do aparelho do Estado*. Brasília. Recuperado de <http://www.bresserpereira.org.br/Documents/MARE/PlanoDiretor/planodiretor.pdf>.
- BRASIL. Ministério da Saúde. *Classificação estatística internacional de doenças e problemas relacionados à saúde – CID-10*. Recuperado de <http://www.datasus.gov.br/cid10/V2008/cid10.htm>.
- Brass, W. (1975). *Methods for estimating fertility and mortality from limited and defective data*. Chapel Hill: University of North Carolina, International program of Laboratories for Population Statistics.
- Caldart, P., Motta, S., Caetano, M., & Bonatto, T. (2014). Adequação das hipóteses atuariais e modelo alternativo de capitalização para o regime básico do RPPS: o caso do Rio Grande do Sul. *Revista Contabilidade & Finanças*, 25(66), 281-293.
- Canada. Office of the Superintendent of Financial Institutions (2014). *pension plan for the public service of Canada Mortality Study. Actuarial Study n. 14*. Ottawa: Office of the Chief Actuary. Recuperado de <http://www.osfi-bsif.gc.ca/eng/docs/pscsm.pdf>.
- Caselli, G., & Vallin, J. (2001). Une demographie sans limite? *Population*, 56(1), 51-83.
- Conde, N. C. (1991). *Tábua de mortalidade destinada a entidades fechadas de previdência privada* (Dissertação de Mestrado). Ciências Contábeis e Atuariais, Pontifícia Universidade Católica de São Paulo, São Paulo.

- Copas, J.B., & Haberman, M. A. (1983). Non-parametric graduation using kernel methods, *Journal of the Institute of Actuaries*, 110(1), 135-156.
- Courbage, Y., & Fargues, P. (1979). A method for deriving mortality estimates from incomplete vital statistics. *Population Studies*, 33(1), 165-180.
- Croix, J.-C., Planchet, F., & Thérond P.-E. (2013). Mortality: a statistical approach to detect model misspecification. In *Papers and Presentations of the Colloquium of the International Actuarial Association*. Lyon. Recuperado de http://www.actuaries.org/lyon2013/papers/LIFE_Croix_Planchet_Therond.pdf.
- Daric, J. (1951). Mortality, occupation, and socio-economic status. *NOVS Special Reports*, 33(10), p. 175-186.
- Dobson, A. J., & Barnett, A. (2008). *An introduction to generalized linear models* (3a ed.). London: Chapman and Hall/CRC.
- Duchene, J., & Wunsch, G. (1988). *Population aging and the limits to human life*. Working paper 1. Bruxelles: Département de Démographie/Université Catholique de Louvain.
- Gompertz, B. (1825). On the nature of the function expressive of the law of human mortality and on a new mode of determining life contingencies. *Philosophical Transactions of the Royal Society*, 115, 513-585.
- Heligman, L., & Pollard, J. H. (1980). The age pattern of mortality. *Readings in Population Research Methodology*, 2, 97-104.
- Lee, R. D., & Carter, L. R. (1992). Modeling and forecasting the time series of US mortality. *Journal of the American Statistical Association*, 87(419), 659-671.
- Masters, R. K., Hummer, R. A., & Powers, D. A. (2012). Educational differences in U.S. adult mortality: a cohort perspective. *American Sociological Review*, 77(4), 548-572.
- Oliveira, M., Frischtak, R., Ramirez, M., Beltrão, K., & Pinheiro, S. (2012). *Tábuas biométricas de mortalidade e sobrevivência – experiência do mercado segurador brasileiro – 2010*. Rio de Janeiro: Funenseg.
- Preston, S., Coale, A. J., Trussell, J., & Weinstein, M. (1980). Estimating the completeness of reporting of adult deaths in populations that are approximately stable. *Population Index*, 46(2), 79-202.
- Ribeiro, E. F., & Pires, V. R. R. (2001). *Construção de tábua de mortalidade: experiência Banco do Brasil* (Dissertação). Escola Nacional de Ciências Estatísticas/Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro.
- Rosner B., Raham, C., Orduña, F., Chan, M., Xue, L., Benjazia, Z., & Yang, G. (2013). *Literature review and assessment of mortality improvement rates in the U.S. population: past experience and future long-term trends*. SOA. Recuperado de <https://www.soa.org/files/research/exp-study/research-2013-lit-review.pdf>.
- Silva, L. G. C. (2010, setembro). A tábua de mortalidade do RPPS do estado de São Paulo. In *Anais do XVII Encontro Nacional de Estudos Populacionais*. Caxambu. Recuperado de <http://www.abep.org.br/publicacoes/index.php/anais/article/view/2293/2247>.
- Society of Actuaries. (2001). *The RP-2000 Mortality Tables*. Revised April 2001. Recuperado de https://www.soa.org/Files/Research/Exp-Study/rp00_mortalitytables.pdf.
- Society of Actuaries. (2014). *RP-2014 Mortality Tables Report*. Revised November 2014. Recuperado de <https://www.soa.org/Files/Research/Exp-Study/research-2014-rp-report.pdf>.
- Society of Actuaries. (2017). *Mortality and other rate tables*. Recuperado de <http://mort.soa.org/>.
- Terris M. (1967). Epidemiology of cirrhosis of the liver: national mortality data. *American Journal of Public Health and the Nation's Health*, 57(12), 2076-2088.
- United Nations. (1983). *Manual X: indirect techniques for demographic estimation*. New York: United Nation Publication.
- Vallin, J. (1980). Socioeconomic determinants of mortality in industrialized countries. *Population Bulletin of the United Nations*, 2(13), 26-41.

Endereço para correspondência:

Kaizo Iwakami Beltrão

Fundação Getúlio Vargas, Escola Brasileira de Administração Pública e de Empresas
Rua Jornalista Orlando Dantas, 30, Sala 218 – CEP: 22231-010
Botafogo – Rio de Janeiro – RJ – Brasil
E-mail: kaizo.beltrao@fgv.br

Anexo - Valores estimados para as probabilidades de morte (q_x)

Idade	Mulheres nível médio	Homens nível médio	Mulheres nível superior	Homens nível superior
20	4,2851822E-04	2,9392781E-03	9,8993071E-05	1,6457956E-04
21	4,7554984E-04	2,9206961E-03	1,0834205E-04	1,8113487E-04
22	5,2256838E-04	2,8879381E-03	1,1857429E-04	1,9935519E-04
23	5,6902700E-04	2,8468176E-03	1,2977330E-04	2,1940792E-04
24	6,1457135E-04	2,8024574E-03	1,4203050E-04	2,4147725E-04
25	6,5904297E-04	2,7592656E-03	1,5544598E-04	2,6576590E-04
26	7,0246918E-04	2,7209667E-03	1,7012931E-04	2,9249693E-04
27	7,4504376E-04	2,6906640E-03	1,8620045E-04	3,2191578E-04
28	7,8710285E-04	2,6709203E-03	2,0379071E-04	3,5429255E-04
29	8,2909911E-04	2,6638434E-03	2,2304390E-04	3,8992445E-04
30	8,7157675E-04	2,6711714E-03	2,4411746E-04	4,2913848E-04
31	9,1514897E-04	2,6943529E-03	2,6718379E-04	4,7229446E-04
32	9,6047873E-04	2,7346194E-03	2,9243165E-04	5,1978829E-04
33	1,0082635E-03	2,7930500E-03	3,2006777E-04	5,7205555E-04
34	1,0592235E-03	2,8706270E-03	3,5031856E-04	6,2957545E-04
35	1,1140942E-03	2,9682842E-03	3,8343195E-04	6,9287521E-04
36	1,1736217E-03	3,0869482E-03	4,1967954E-04	7,6253483E-04
37	1,2385608E-03	3,2275727E-03	4,5935879E-04	8,3919235E-04
38	1,3096761E-03	3,3911687E-03	5,0279560E-04	9,2354960E-04
39	1,3877444E-03	3,5788291E-03	5,5034698E-04	1,0163786E-03
40	1,4735597E-03	3,7917507E-03	6,0240412E-04	1,1185284E-03
41	1,5679381E-03	4,0312528E-03	6,5939568E-04	1,2309328E-03
42	1,6717249E-03	4,2987938E-03	7,2179143E-04	1,3546188E-03
43	1,7858023E-03	4,5959862E-03	7,9010629E-04	1,4907158E-03
44	1,9110972E-03	4,9246100E-03	8,6490471E-04	1,6404653E-03
45	2,0485901E-03	5,2866255E-03	9,4680555E-04	1,8052325E-03
46	2,1993242E-03	5,6841857E-03	1,0364875E-03	1,9865182E-03
47	2,3644157E-03	6,1196479E-03	1,1346948E-03	2,1859719E-03
48	2,5450632E-03	6,5955849E-03	1,2422441E-03	2,4054065E-03
49	2,7425591E-03	7,1147971E-03	1,3600312E-03	2,6468142E-03
50	2,9583011E-03	7,6803229E-03	1,4890396E-03	2,9123839E-03
51	3,1938036E-03	8,2954507E-03	1,6303488E-03	3,2045199E-03
52	3,4507115E-03	8,9637291E-03	1,7851443E-03	3,5258630E-03
53	3,7308134E-03	9,6889782E-03	1,9547282E-03	3,8793130E-03
54	4,0360568E-03	1,0475299E-02	2,1405316E-03	4,2680533E-03
55	4,3685644E-03	1,1327086E-02	2,3441277E-03	4,6955777E-03
56	4,7306514E-03	1,2249030E-02	2,5672464E-03	5,1657197E-03
57	5,1248448E-03	1,3246131E-02	2,8117912E-03	5,6826842E-03
58	5,5539049E-03	1,4323705E-02	3,0798575E-03	6,2510817E-03
59	6,0208479E-03	1,5487382E-02	3,3737531E-03	6,8759658E-03
60	6,5289722E-03	1,6743112E-02	3,6960216E-03	7,5628733E-03
61	7,0818860E-03	1,8097166E-02	4,0494676E-03	8,3178677E-03
62	7,6835399E-03	1,9556124E-02	4,4371865E-03	9,1475857E-03
63	8,3382611E-03	2,1126872E-02	4,8625969E-03	1,0059288E-02
64	9,0507933E-03	2,2816584E-02	5,3294773E-03	1,1060911E-02
65	9,8263404E-03	2,4632705E-02	5,8420085E-03	1,2161128E-02
66	1,0670616E-02	2,6582921E-02	6,4048205E-03	1,3369404E-02
67	1,1589898E-02	2,8675128E-02	7,0230468E-03	1,4696068E-02
68	1,2591094E-02	3,0917387E-02	7,7023856E-03	1,6152373E-02
69	1,3681808E-02	3,3317872E-02	8,4491708E-03	1,7750572E-02
70	1,4870426E-02	3,5884811E-02	9,2704523E-03	1,9503988E-02
71	1,6166203E-02	3,8626410E-02	1,0174090E-02	2,1427092E-02
72	1,7579370E-02	4,1550772E-02	1,1168860E-02	2,3535582E-02
73	1,9121254E-02	4,4665798E-02	1,2264583E-02	2,5846458E-02
74	2,0804416E-02	4,7979081E-02	1,3472268E-02	2,8378098E-02
75	2,2642810E-02	5,1497787E-02	1,4804281E-02	3,1150339E-02

Anexo - cont.

Idade	Mulheres nível médio	Homens nível médio	Mulheres nível superior	Homens nível superior
76	2,4651966E-02	5,5228523E-02	1,6274553E-02	3,4184541E-02
77	2,6849207E-02	5,9177198E-02	1,7898812E-02	3,7503657E-02
78	2,9253897E-02	6,3348871E-02	1,9694869E-02	4,1132287E-02
79	3,1887737E-02	6,7747597E-02	2,1682954E-02	4,5096721E-02
80	3,4775110E-02	7,2376263E-02	2,3886125E-02	4,9424966E-02
81	3,7943488E-02	7,7236433E-02	2,6330760E-02	5,4146754E-02
82	4,1423928E-02	8,2328189E-02	2,9047152E-02	5,9293521E-02
83	4,5251646E-02	8,7649978E-02	3,2070249E-02	6,4898356E-02
84	4,9466731E-02	9,3198480E-02	3,5440559E-02	7,0995917E-02
85	5,4114986E-02	9,8968491E-02	3,9205280E-02	7,7622293E-02
86	5,9248978E-02	1,0495282E-01	4,3419721E-02	8,4814821E-02
87	6,4929303E-02	1,1114225E-01	4,8149103E-02	9,2611843E-02
88	7,1226173E-02	1,1752546E-01	5,3470861E-02	1,0105239E-01
89	7,8221377E-02	1,2408908E-01	5,9477637E-02	1,1017581E-01
90	8,6010761E-02	1,3081771E-01	6,6281180E-02	1,2002128E-01
91	9,4138035E-02	1,4062523E-01	7,3502933E-02	1,2911442E-01
92	1,0279240E-01	1,5086262E-01	8,1347383E-02	1,3874105E-01
93	1,1197774E-01	1,6151327E-01	8,9845480E-02	1,4890728E-01
94	1,2169681E-01	1,7256011E-01	9,9025870E-02	1,5961481E-01
95	1,3194931E-01	1,8398292E-01	1,0891408E-01	1,7086029E-01
96	1,4273184E-01	1,9575858E-01	1,1953166E-01	1,8263460E-01
97	1,5403795E-01	2,0786134E-01	1,3089523E-01	1,9492226E-01
98	1,6585823E-01	2,2026312E-01	1,4301553E-01	2,0770075E-01
99	1,7818041E-01	2,3293389E-01	1,5589646E-01	2,2094004E-01
100	1,9098964E-01	2,4584214E-01	1,6953414E-01	2,3460215E-01
101	2,0426869E-01	2,5895524E-01	1,8391600E-01	2,4864086E-01
102	2,1799831E-01	2,7223997E-01	1,9902003E-01	2,6300167E-01
103	2,3215747E-01	2,8566292E-01	2,1481417E-01	2,7762185E-01
104	2,4672381E-01	2,9919095E-01	2,3125585E-01	2,9243081E-01
105	2,6167394E-01	3,1279161E-01	2,4829182E-01	3,0735068E-01
106	2,7698383E-01	3,2643351E-01	2,6585821E-01	3,2229715E-01
107	2,9262916E-01	3,4008666E-01	2,8388088E-01	3,3718057E-01
108	3,0858566E-01	3,5372280E-01	3,0227615E-01	3,5190726E-01
109	3,2482941E-01	3,6731555E-01	3,2095173E-01	3,6638099E-01
110	3,4133713E-01	3,8084068E-01	3,3980799E-01	3,8050472E-01
111	3,5808643E-01	3,9427621E-01	3,5873953E-01	3,9418227E-01
112	3,7505602E-01	4,0760247E-01	3,7763687E-01	4,0732016E-01
113	3,9222583E-01	4,2080216E-01	3,9638832E-01	4,1982931E-01
114	4,0957723E-01	4,3386031E-01	4,1488196E-01	4,3162673E-01
115	4,2709303E-01	4,4676426E-01	4,3300753E-01	4,4263691E-01
116	4,4475758E-01	4,5950355E-01	4,5065839E-01	4,5279311E-01
117	4,6255681E-01	4,7206983E-01	4,6773313E-01	4,6203830E-01
118	4,8047819E-01	4,8445673E-01	4,8413719E-01	4,7032585E-01
119	4,9851072E-01	4,9665968E-01	4,9978406E-01	4,7761988E-01
120	1,0000000E+00	1,0000000E+00	1,0000000E+00	1,0000000E+00

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados do Sistema Integrado de Administração de Recursos Humanos (Siape)