

ANÁLISE DE RISCOS COMPETITIVOS EM PREVIDÊNCIA PÚBLICA PARA UM MUNICÍPIO DO ESTADO DA PARAÍBA

Luiz Carlos SANTOS JÚNIOR¹
Miriam Harumi TSUNEMI²

- RESUMO: A previdência do servidor público necessita do desenvolvimento de pesquisas que contribuam para o melhor entendimento das variáveis relativas aos recebimentos e pagamentos de seus Institutos. O presente trabalho objetiva analisar o tempo de permanência do servidor municipal no serviço público, com base nas informações disponibilizadas pelo Instituto de Previdência dos Servidores Municipais de Cabedelo/PB e mediante o uso de modelos de sobrevivência que incorporam riscos competitivos. Deste modo, estimaram-se as funções de risco acumulado, de sobrevivência e de incidência acumulada, além dos efeitos de quatro covariáveis sobre o tempo de permanência, considerando-se a presença de cinco causas que competem entre si para retirar o servidor do serviço público. Dentre os principais resultados, tem-se que os modelos proporcionais foram considerados adequados, sendo que: quanto mais velho o servidor, bem como quanto mais precoce a sua data de admissão no serviço, maior a chance de saída do serviço para qualquer das causas; ser homem, em relação a mulher, bem como ser professor, em relação a outras categorias, pode aumentar ou diminuir o risco, dependendo da causa específica considerada. Feito o mapeamento acerca do comportamento biométrico do grupo analisado, proporcionam-se melhores condições de previsibilidade para compromissos futuros.
- PALAVRAS-CHAVE: Instituto de Previdência dos Servidores Municipais de Cabedelo/PB; Análise de sobrevivência para dados censurados; Riscos competitivos sob a abordagem multiestado; Tempo de permanência no serviço público.

¹Universidade Federal da Paraíba - UFPB, Departamento de Finanças e Contabilidade, CEP: 58051-900, João Pessoa, PB, Brasil. E-mail: *luiz.atuario@gmail.com*

²Universidade Estadual Paulista - UNESP, Departamento de Bioestatística, CEP: 18618-689, Botucatu, São Paulo, Brasil. E-mail: *m.tsunemi@unesp.br*

1 Introdução

No Brasil, existem dois regimes previdenciários obrigatórios: o Regime Próprio de Previdência Social (RPPS), direcionado aos servidores públicos; e o Regime Geral de Previdência Social (RGPS), direcionado aos demais trabalhadores (CORREA, 2018).

Quando se trata de RPPS, para que se compreenda e se discrimine o efeito que diversas variáveis exercem sobre a entrada e a saída do fluxo de recursos, a investigação acerca da Reserva Matemática¹ se faz necessária. Nesse sentido, destaca-se o tempo de permanência do servidor no serviço público, capaz de fornecer duas importantes informações: o tempo de contribuição do servidor (período em que o instituto de previdência acumula e capitaliza), bem como o tempo de recebimento de benefícios (período em que o instituto de previdência paga benefícios). O tempo de permanência contribui, portanto, para o estabelecimento do valor da alíquota de contribuição e constituição de previsibilidade para compromissos futuros.

Na prática, diversas causas (morte, aposentadoria programada, invalidez, dentre outros) competem para retirar o servidor da atividade, o que sugere o uso de modelos de sobrevivência sob a perspectiva de riscos competitivos. Em decorrência da escassez de trabalhos que tratam dessa modelagem aplicada à previdência, buscou-se na literatura a identificação de modelos de riscos competitivos que vem sendo desenvolvidos e aplicados a diversas áreas correlatas.

Os trabalhos de Gandrud (2014), Dolton e Klaaum (1999), Macdonald (1996a, 1996b, 1996c), Mealli e Pudney (1996), Narendranathan e Stewart (1993), Butler, Anderson e Burkhauser (1989) e Paes (1985), por exemplo, aplicaram os modelos de riscos competitivos em Atuária/Economia. Os trabalhos de Green *et al.* (2015), Baer *et al.* (2010), Varadhan *et al.* (2010), Cortese e Andersen (2009), Grunkemeier *et al.* (2007), Chang (2005), Fine e Gray (1999), Dow, Philipson e Sala-I-Martin (1999), Gooley *et al.* (1999), Welch (1996), por sua vez, realizaram aplicações diversas na área da saúde.

Dentre eles, ilustra-se o trabalho de Dolton e Klaaum (1999), que analisaram a decisão dos professores de deixar a profissão em um quadro de riscos concorrentes e dependentes. Os resultados obtidos para uma grande amostra de professores do Reino Unido afirmam a importância dos salários dos professores sobre a sua rotatividade (decorrentes de mudança de carreira ou abandono por motivos profissionais e familiares).

De acordo com a literatura, é frequente na análise de riscos competitivos a utilização dos modelos semiparamétricos² no ajuste da variável de interesse em função de covariáveis, foco do presente trabalho.

Apresenta-se, assim, o objetivo de pesquisa, qual seja, analisar o tempo de permanência do servidor no serviço público municipal, mediante o uso de modelos

¹Montante calculado atuarialmente, em determinada data, que expressa, em valor presente, o total dos recursos necessários ao pagamento dos compromissos do plano de benefícios ao longo do tempo (BRASIL, 2008).

²Existe uma gama de modelos semiparamétricos, tais quais os que consideram proporcionalidade, dependência e/ou heterogeneidade dos riscos, associados a diferentes métodos de estimação.

de sobrevivência sob riscos competitivos, a partir de dados dos servidores municipais de Cabedelo/PB.

Este artigo, além desta introdução, é composto pela apresentação dos dados e aspectos metodológicos (seção 2), resultados e discussões (seção 3) e conclusões.

2 Material e métodos

2.1 Apresentação dos dados

Com o intuito de analisar o tempo de permanência do servidor no serviço público de Cabedelo/PB, utiliza-se de dados do Instituto de Previdência dos Servidores Municipais de Cabedelo/PB³ (IPSEMC), RPPS do município de Cabedelo/PB. Foram disponibilizadas informações (data de nascimento, data de ingresso no serviço público, data de saída do serviço público, motivo de saída do serviço público, carreira, idade de entrada no serviço público, regra de saída e sexo) sobre todos os seus segurados (e ex-segurados), um total de 2630 pessoas (2216 servidores ativos, 366 inativos e 48 falecidos), registrados de 1960 a 2016.

Aqui, cinco causas específicas competem para retirar o servidor do status de ativo: a morte, a aposentadoria por tempo de contribuição, a aposentadoria por idade, a aposentadoria compulsória e a aposentadoria por invalidez. Assim, o tempo de permanência dos servidores no serviço público pela causa específica constitui o tempo de falha; falha⁴ significa a ocorrência da causa específica; censura⁵ representa a não ocorrência da causa específica ao término do período de acompanhamento.

O efeito de quatro covariáveis sobre o tempo de permanência é analisado: carreira (professor e outros), idade de entrada no serviço público (até 20 anos de idade, Adolescente; entre 20 e 29 anos, Jovem adulto; entre 30 e 39 anos, Adulto; entre 40 e 49, Meia idade; 50 anos ou mais, Pré-idoso), regra de saída (admitidos até 21 de setembro de 1988, admitidos entre 22 de setembro de 1988 e 15 de dezembro de 1998 e admitidos a partir de 16 de dezembro de 1998) e sexo (feminino e masculino).

Apresentados os dados, introduz-se, a seguir, discussão acerca do modelo que estima as probabilidades e o riscos de saída do referido servidor.

2.2 Riscos competitivos

Esta subseção apresenta conceitos de riscos competitivos sob a perspectiva de um modelo multiestado. Além disso, trata das Funções de Riscos Específicos por Causa (FREC), das Funções de Incidência Acumulada (FIA) e dos Modelos

³O referido Instituto venceu o Prêmio Boas Práticas de Gestão de RPPS em 2010, 2011, 2012, 2013 e 2015, o que atesta, de certo modo, fidedignidade dos dados.

⁴Falhas são eventos de interesses, na maioria dos casos, indesejáveis; são objetos de estudo, em conjunto com a censura, da Análise de Sobrevida (AS), conforme Colosimo e Giolo (2006).

⁵Muitas vezes uma análise de dados é realizada sem que ocorram todos os tempos de falha. Nesses casos, só se sabe, sem precisão, que o verdadeiro tempo de falha z é maior que determinado valor, deparando-se então com as observações incompletas denominadas censuras.

Proporcionais de Riscos Específicos por Causa (MPREC) e Subdistribuição de Riscos (MPSR).

Aqui, tem-se interesse na variável aleatória “tempo até a ocorrência do evento (T)”. No tempo inicial $t = 0$, o indivíduo se encontra no estado inicial 0; transcorrido algum tempo T , o indivíduo se move para outro estado, denominado absorvente⁶

Os Modelos de Riscos Competitivos têm como objeto de estudo situações que analisam a ocorrência de mais de um evento de interesse. Tais modelos consideram o tempo até o primeiro evento, o tipo do primeiro evento e introduzem vários estados absorventes concorrentes que representam os possíveis tipos de eventos. Na perspectiva de multiestado, os eventos são modelados como transições entre os estados (KLEIN, 2014), sendo esse modelo representado na Figura 1, em que J é um número finito de riscos concorrentes, com os riscos de transição (ou funções de falha) $\alpha_{01}(t)$ (risco de ocorrer a transição do estado 0 para o estado 1), $\alpha_{02}(t)$ (risco de ocorrer a transição do estado 0 para o estado 2), ..., $\alpha_{0j}(t)$ (risco de transição do estado 0 para o estado J).

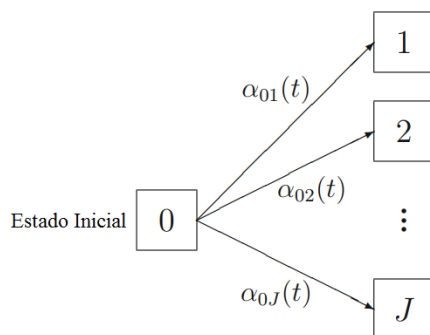


Figura 1 - Modelo multiestado de risco competitivo com riscos específicos por causa
Fonte: adaptado de Beyersmann, Allignol e Schumacher (2012).

Para Crowder (2012), em situações que envolvem os riscos competitivos clássicos, o resultado observado compreende T , o tempo até a falha, e j , a causa (o tipo ou o modo) de falha. A estrutura de probabilidade básica é, portanto, uma distribuição bivariada em que um componente j (que pode tomar um número fixo e pequeno de valores rotulados $1, \dots, J$) é discreto e o outro, T , é contínuo. Diferencia, ainda, os riscos das causas: os riscos competem como causa, ou seja, utiliza-se o termo “risco” antes da falha; e “causa”, depois.

Para facilitar a compreensão acerca das principais funções associadas aos modelos de riscos competitivos, raciocina-se, inicialmente, por meio de uma configuração que considera apenas dois estados de eventos concorrentes, isto é, j é igual a 1 ou 2.

⁶Absorvente significa que o indivíduo não pode se deslocar para fora do estado ou que esse tipo de transição não é modelada.

2.2.1 Modelagem não paramétrica

O comportamento estocástico do processo de riscos concorrentes é completamente determinado pelas Funções de Risco Específico por Causa (FREC) $\alpha_{0j}(t)$ (KLEIN, 2014) – também chamadas de funções de subrisco (CROWDER, 2012) –, sendo estas as principais quantidades em estudos de riscos competitivos (BEYERSMANN, ALLIGNOL; SCHUMACHER, 2012), conforme a expressão (1):

$$\alpha_{0j}(t) \times dt = P(T \in dt, X_T = j | T \geq t) = \frac{f(t, j)}{S(t)}, j = 1, \dots, J. \quad (1)$$

O índice $0j$ denota o tipo de transição “saída do estado inicial 0 para o estado do evento concorrente j ”; α_{0j} 's são os riscos específicos por causa (PRENTICE et al., 1978); $f(t, j) = -\frac{dS(t, j)}{dt}$. Em (1), $\alpha_{0j}(t) \times dt$ é a probabilidade de um evento do tipo j acontecer no pequeno intervalo de tempo $dt = [t, t + dt)$, condicionada ao fato de que nenhum evento (de qualquer tipo) aconteceu antes de t . De acordo com Demasi (2000), a expressão (1) pode ser reescrita na forma

$$\alpha_{0j}(t) = \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} \frac{P(t \leq T < t + \Delta, X_T = j | T \geq t)}{\Delta}.$$

Um estimador Nelson-Aalen do risco acumulado específico por causa $A_{0j}(t) = \int_0^t \alpha_{0j}(u) du$ é apresentado na expressão (2):

$$\hat{A}_{0j}(t) = \sum_{k=1}^K \frac{\text{número de eventos do tipo } j \text{ observados em } t_k}{\text{número de indivíduos em risco pouco antes de } t_k}, \quad (2)$$

com $j = 1, \dots, J$, onde a soma é completa em todos os tempos de eventos t_k , cujos tempo de falha ordenados são $t = 0, t_1, t_2, \dots, t_{k-1}, t_k$. Destaca-se que numa análise de risco específico por causa, eventos concorrentes podem ser codificados como um evento de censura; isso deve ser feito para cada tipo de evento concorrente.

Os riscos específicos por causa (α_{0j} 's) podem ser pensados como forças momentâneas de transição, movendo-se ao longo das setas na Figura 1 e resumem o risco por todas as causas $\alpha_0(t)$:

$$\alpha_0(t) dt = P(T \in dt | T \geq t) = (\alpha_{01}(t) + \alpha_{02}(t)) dt.$$

Assim, a soma de todos os riscos específicos por causa é igual ao risco correspondente ao tempo até um primeiro evento qualquer (KLEIN, 2014) e é consequência da aditividade usual de probabilidades (BEYERSMANN, ALLIGNOL; SCHUMACHER, 2012). O risco acumulado por todas as causas, logo, é $A_0(t) = \alpha_0(u) du = A_{01}(t) + A_{02}(t)$.

A função de sobrevivência do tempo de espera T no estado inicial 0 é:

$$P(T > t) = S(t) = \exp(-A_0(t)) = \exp\left(-\int_0^t \alpha_0(u) du\right). \quad (3)$$

A função de sobrevivência é uma função de ambos α_{0j} 's, porque $\alpha_0(t) = \alpha_{01}(t) + \alpha_{02}(t)$.

Muitas vezes, o interesse em riscos concorrentes concentra-se na Função de Incidência Acumulada (FIA), também conhecida como função de subdistribuição (CROWDER, 2012), ou seja, na proporção esperada de indivíduos que experimentam determinado evento competitivo ao longo do tempo:

$$P(T \leq t, X_T = j) = F(t, j) = \int_0^t P(T > u-) \alpha_{0j}(u) du, j = 1, 2. \quad (4)$$

Existe uma interpretação intuitiva para o lado direito de (4), que aparece novamente quando se considera a estimativa não paramétrica: trata-se da integral do produto entre a probabilidade de o indivíduo estar no estado inicial 0 pouco antes de u e a probabilidade infinitesimal de fazer a transição $0 \rightarrow j$ exatamente no momento u , de acordo com (2) (BEYERSMANN, ALLIGNOL; SCHUMACHER, 2012).

Tudo o que foi visto para dois riscos concorrentes é facilmente generalizado para J riscos concorrentes, onde J é um número finito.

2.2.2 Estimação semiparamétrica

Apresentam-se nesta subseção os modelos de regressão mais utilizados em casos de riscos concorrentes, quais sejam, os modelos de riscos proporcionais. Por meio deles, a variável resposta, na presença de censura à direita, pode depender de covariáveis. Discutem-se os MRP Específicos por Causa (EC), já definidos na seção 2.2, e o de Subdistribuição de Riscos (SR), uma noção de risco diferente, a saber, o risco relativo à função de incidência cumulativa de interesse.

O risco de falha relativo à causa j no tempo t é $h(j, t)/h(t)$, $t > 0$. Se essa razão for independente de t para cada j então riscos proporcionais são obtidos (CROWDER, 2012).

2.2.2.1 Modelos de riscos proporcionais específicos por causa (MRPEC)

O primeiro modelo apresentado é o MRPEC, que relaciona α_{0j} 's com um vetor de covariáveis Z_i para o indivíduo i , $i = 1, \dots, n$, conhecido na origem do tempo, que são as covariáveis basais. Assume-se que os n processos de riscos concorrentes são condicionalmente independentes, dados os valores das covariáveis basais.

Os modelos proporcionais de riscos específicos por causa assumem que cada risco específico por causa segue um modelo de Cox (1972), conforme expressão (5):

$$\alpha_{0j;i}(t; Z_i) = \alpha_{0j;0}(t) \times \exp(\beta_{0j} \times Z_i), \quad j = 1, 2, \quad i = 1, \dots, n, \quad (5)$$

onde β_{0j} é um vetor $1 \times p$ de coeficientes de regressão, Z_i é um vetor $p \times 1$ de covariáveis para indivíduo i e $\alpha_{0j;0}(t)$ é uma função de risco de linha de base não especificada e não negativa. Também se escreve $A_{0j;i}(t; Z_i) = \int_0^t \alpha_{0j;i}(u; Z_i) du$ para os respectivos riscos cumulativos específicos por causa, $j = 1, 2, \dots, J; i = 1, \dots, n$, considerando a presença de covariáveis.

Andersen et al. (1985) derivaram uma verossimilhança parcial, que é um produto em todos os tempos de eventos observados, todos os indivíduos e todos os tipos de riscos concorrentes (logo, assume-se independência). Para obtenção de maiores detalhes sobre aspectos de estimação, consultar Klein (2014).

O modelo (5) foi formulado com vetores específicos por causa de coeficientes de regressão β_{0j} . No entanto, por vezes, pode-se desejar modelar um efeito comum de uma covariável em ambos os riscos específicos por causa, sendo útil reformular (5) com apenas um vetor β , que contenha todos os coeficientes de regressão e não dependa do tipo de evento, e vetores específicos por causa de covariáveis $Z_{0j;i}$: $\alpha_{0j;i}(t; Z_i) = \alpha_{0j;0}(t) \times \exp(\beta \times Z_{0j;i}), j = 1, 2; i = 1, \dots, n$. Sua interpretação, contudo, torna-se mais complicada (na presença de riscos concorrentes): o aumento da ocorrência de uma falha não é necessariamente resultado do aumento do respectivo risco específico por causa; ele pode ser provocado pela diminuição do risco específico da causa concorrente.

Dificuldades interpretativas como essas levaram à modelagem de riscos de subdistribuição. Os efeitos que uma covariável basal exibe sobre os riscos específicos por causa são resumidos em termos de um efeito que a covariável exibe numa Função de Incidência Acumulada (FIA).

2.2.2.2 Modelos de riscos proporcionais subdistribuição de riscos (MRPSR)

A abordagem de Fine e Gray (1999) considera um tempo de subdistribuição até a ocorrência de certo risco competitivo, por exemplo, do tipo 1, $\hat{T} = \text{inf}\{t > 0 | X_t = 1\}$. Sugeriram, então, o ajuste de um modelo de Cox por meio do risco de subdistribuição $\lambda(t)$:

$$\lambda(t) = -\frac{d}{dt} \log(1 - P(T \leq t, X_T = 1)) = \frac{P(T > t)}{1 - P(T \leq t, X_T = 1)}.$$

Em MRPSR, tem-se, conforme Fine e Gray (1999):

$$\lambda_i(t; Z_i) = \lambda_0(t) \times \exp(\gamma \times Z_i), \quad i = 1, \dots, n,$$

em que Z_i é similar ao apresentado em (5); γ é um vetor de $1 \times p$ de coeficientes de regressão; e $\lambda_0(t)$ é uma função de risco de subdistribuição de linha de base não especificada e não negativa. Os resultados têm uma interpretação de probabilidade direta em termos da função de incidência cumulativa. Note que em geral $\gamma \neq \beta_{0j}, j = 1, 2$.

A função de verossimilhança parcial parece com a do Modelo de Cox padrão.

A principal diferença se encontra na definição do grupo sob risco, ou seja, da quantidade de indivíduos l no estado 0 pouco antes do tempo t , quer seja, $Y_{(0;i)}(t)$. A população em risco, que agora inclui além de todos os indivíduos que não sofreram qualquer evento, todos os que sofreram o evento competitivo, e que até a censura administrativa (aquela em que a censura ocorre pelo fim do período de acompanhamento) não saem do conjunto de risco. Esses indivíduos não contribuem da mesma forma que os demais, atribuindo-se aos que sofreram um evento competitivo um peso que muda a cada tempo t_j no qual ocorre o evento de interesse. Assim, o peso $w_l(t_j)$ de cada indivíduo $l(l = 1, \dots, n)$ a cada momento t_j pode ser definido como (CARVALHO et al., 2011),

$$w_l(t_l) = \begin{cases} 1, & \text{se } l \text{ não tiver sofrido evento ou censura} \\ \frac{\hat{G}_{km}(t_j)}{\hat{G}_{km}(t_i)}, & \text{se } l \text{ sofreu evento competitivo em } t_i < t_j \\ 0, & \text{quando o indivíduo é retirado do estudo,} \end{cases} \quad (6)$$

em que t_i é o tempo de ocorrência do evento competitivo; t_j é o tempo de ocorrência do evento de interesse; $\hat{G}_{km}(t)$ é a função de sobrevivência não paramétrica.

Assim, somente a análise de risco de subdistribuição permite uma interpretação de probabilidade direta. As análises dos riscos específicos por causa também permitem uma interpretação de probabilidade, mas a interpretação requer maior cuidado (CARVALHO et al., 2011). Tais modelagens abordam diferentes aspectos dos dados; além disso, o risco de subdistribuição $\lambda(t)$ está para a função de incidência acumulada assim como o risco específico por causa $\alpha_{jl}(t)$ está para a função de distribuição de T .

Hjort (1992) afirma que um modelo mal especificado fornece uma estimativa consistente, embora não do coeficiente de regressão do modelo mal especificado, mas do chamado parâmetro menos falso⁷, uma razão de risco calculada no tempo. Tal afirmação implica que a proporcionalidade de riscos não é “exigida”, sua assunção simplesmente possui a vantagem de fornecer uma estrutura simples para apresentação de efeito médio na respectiva escala de risco.

2.3 Avaliação de modelos

Nesta seção se apresentam teste e ferramenta gráfica para fins de comparação de estimativas e verificação de pressupostos, respectivamente.

O Teste de Gray, por exemplo, testa a hipótese nula de que não há diferença estatística entre as FIA comparadas. Quando o valor-p é maior que $\alpha = 0,05$, não se rejeita a hipótese de igualdade, por causa, entre os grupos.

O teste baseia-se em

⁷O parâmetro é “menos falso” no sentido de que ele produz a “melhor aproximação” do modelo mal especificado para o modelo verdadeiro que gerou os dados. A aproximação é otimizada em termos de distância entre o modelo mal especificado e o verdadeiro (HJORT, 1992).

$$Z_i = \int_0^\tau W_i(t)(\hat{\lambda}_1^i(t) - \hat{\lambda}_1^0(t))dt, i = 1, \dots, k,$$

τ é a observação máxima registada em todos os grupos; $W_i(t)$ é a função peso; $\hat{\lambda}_1^i(t)$ é a função de risco associada à FIA do evento de interesse relativa ao grupo i ; $\hat{\lambda}_1^0(t)$ é a função de risco associada à FIA do evento de interesse associada a todos os grupos em conjunto. Para maiores detalhes, consultar Gray (1988).

Em relação ao ajuste do Modelo de Cox, verifica-se a proporcionalidade dos riscos por meio do método com coeficiente dependente do tempo, ou seja, dos Resíduos de Schoenfeld (1982). Considere que se o i -ésimo indivíduo com vetor de covariáveis $\mathbf{x}_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip})'$ é observado falhar, tem-se para ele um vetor de resíduos de Schoenfeld $\mathbf{r}_i = (r_{i1}, r_{i2}, \dots, r_{ip})$. Cada componente r_{iq} , para $q = 1, \dots, p$, é definido por:

$$r_{iq} = x_{iq} - \frac{\sum_{j \in R(t_i)} x_{jq} \exp \{x'_j \hat{\beta}\}}{\sum_{j \in R(t_i)} \exp \{x'_j \hat{\beta}\}},$$

sendo $\hat{\beta}$ o estimador do vetor de coeficientes; $R(t_i)$ é o conjunto dos índices das observações sob risco no tempo t_i . Assim, os resíduos são definidos para cada falha, mas não são definidos para censuras. Para cada uma das p covariáveis consideradas, tem-se, para o indivíduo i , um correspondente resíduo de Schoenfeld. Para maiores detalhes, consultar Colosimo e Giolo (2006).

3 Resultados e discussões

Inspirado na relação “Atuária-Estatística” fornecida por Macdonald (1996a, 1996b, 1996c), que realizou pesquisa atuarial dos modelos estatísticos para decremento e dados de transição (múltiplos estados, riscos competitivos e processo de contagem), analisa-se o tempo de permanência no serviço público – por meio de modelos não paramétrico, e semiparamétrico – levando-se em conta a existência das cinco causas específicas (cinco eventos que competem para retirar o servidor do status de ativo), que recebem a seguinte codificação: 1 para morte (morte); 2 para aposentadoria por tempo de contribuição (TC); 3 para aposentadoria por idade (idade); 4 para aposentadoria compulsória (compulsória); 5 para aposentadoria por invalidez (invalidez).

3.1 Análise não paramétrica

Aqui se apresentam as principais estimativas não paramétricas num modelo de riscos concorrentes, decorrentes do estimador: de Nelson-Aalen para os riscos acumulados específicos por causa; de Aalen-Johansen para as funções de incidência cumulativa; das funções de sobrevivência. Para isso, utilizam-se, em ambiente R, dos pacotes survival (THERNEAU, 2015), mvna (ALIGNOL; BEYERSMANN;

SCHUMACHER, 2008), etm (ALLIGNOL; SCHUMACHER; BEYERSMANN, 2011) e cmprsk (GRAY, 2014).

O produto integral de \hat{A} é o estimador de Kaplan-Meier da função de sobrevivência, em que $\hat{S}(1) = 0,9996198$, $\hat{S}(5) = 0,6558935$, $\hat{S}(10) = 0,6418251$, $\hat{S}(20) = 0,3642586$ e $\hat{S}(30) = 0,0634981$. Este, por exemplo, significa que um servidor com 30 anos de serviço público tem probabilidade de 6,34% de permanecer no mesmo, quando desconsiderados os riscos competitivos e o efeito de covariáveis.

3.1.1 Estimador de Nelson-Aalen

Apresentam-se na Figura 2 as estimativas pontuais (log-transformados) de Nelson-Aalen (NA) para as possíveis transições.

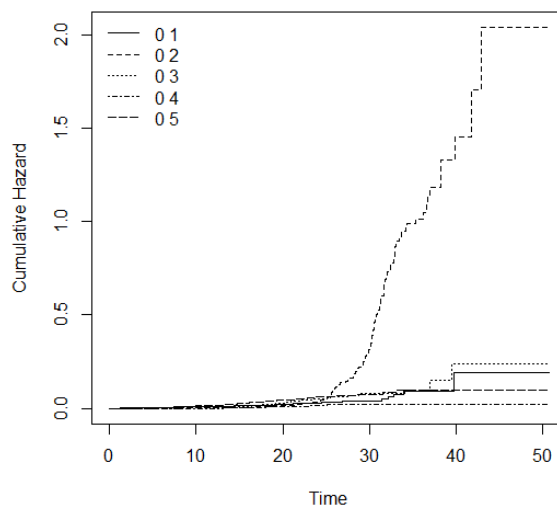


Figura 2 - Estimativas de Nelson-Aalen para os riscos acumulados por causa.

As notações $\hat{A}_{01}(t)$, $\hat{A}_{02}(t)$, $\hat{A}_{03}(t)$, $\hat{A}_{04}(t)$ e $\hat{A}_{05}(t)$ representam, respectivamente, as saídas do serviço público pelas causas: Morte (0 – 1); Aposentadoria por Tempo de Contribuição (0 – 2); Aposentadoria por Idade (0 – 3); Aposentadoria Compulsória (0 – 4); Aposentadoria por Invalidez (0 – 5). É possível notar que o maior dos riscos acumulados de transição é o correspondente a 0-2, ou seja, abandonar o status de ativo em decorrência da aposentadoria por tempo de contribuição.

O estimador de Kaplan-Meier, uma função determinística do estimador Nelson-Aalen por todas as causas $A_0(t) = \hat{A}_{01}(t) + \hat{A}_{02}(t) + \hat{A}_{03}(t) + \hat{A}_{04}(t) + \hat{A}_{05}(t)$,

estima a Função de Sobrevivência $P(T > t)$ do tempo de permanência T no estado inicial 0. Na Figura 3, a curva contínua se refere à permanência do indivíduo no estado 0, ou seja, à transição do tipo “0 0”, que é a probabilidade de sobrevivência de Kaplan-Meier; a transição “0 1” se refere à perda de status de ativo.

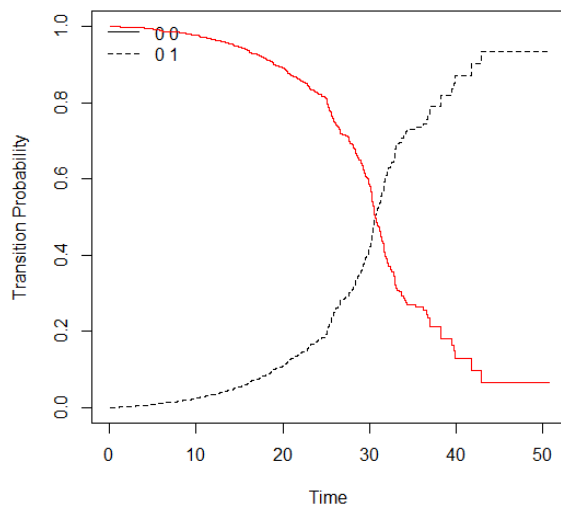


Figura 3 - Probabilidades de transição “00” e “01”.

3.1.2 Estimador de Aalen-Johansen

Finalmente, considera-se estimar as Funções de Incidência Acumulada (FIA): $P(T \leq t, X_T = 1)$, $P(T \leq t, X_T = 2)$, $P(T \leq t, X_T = 3)$, $P(T \leq t, X_T = 4)$ e $P(T \leq t, X_T = 5)$, utilizando-se o estimador de Aalen-Johansen.

Segundo a Tabela 1, para $t = 10$ anos, tem-se que as probabilidades (acumuladas) de qualquer causa j ocorrer são muito pequenas, sendo a maior delas a saída por invalidez (1,29%).

Tabela 1 - Estimativas das FIA para $t=10,20,30,40,50$ (em anos)

Causas	10	20	30	40	50
Morte	0,007	0,020	0,036	0,070	0,070
TC	0,002	0,012	0,227	0,604	0,6687
Idade	0,001	0,025	0,066	0,100	0,100
Compulsória	0,0000	0,009	0,021	0,021	0,0206
Invalidez	0,013	0,041	0,066	0,075	0,075

Com o passar do tempo, conforme esperado, esses valores aumentam, destacando-se: para $t = 20$ anos, a saída por invalidez ($FIA = 4,12\%$); para os tempos $t = 30, 40$ e 50 anos, a saída por TC ($FIA = 22,71\%, 60,40\%$ e $66,87\%$, respectivamente).

Na Figura 4, a lista com os componentes “1 1”, “1 2”, “1 3”, “1 4” e “1 5” não corresponde a transições, mas sim a FIA para cada causa, quer seja $\hat{P}(T \leq t, X_T = j)$, $j = 1, 2, 3, 4, 5$.

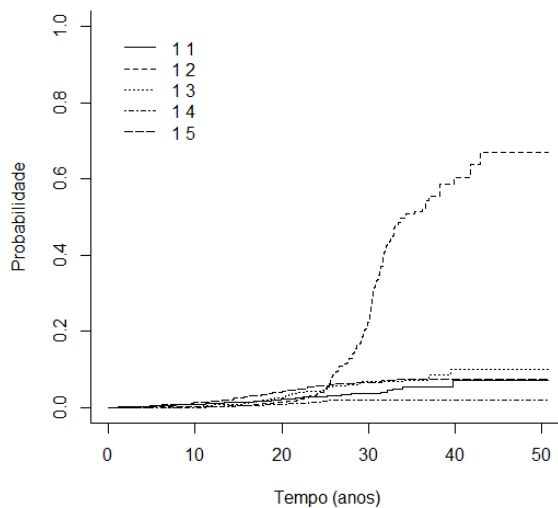


Figura 4 - Estimadores das FIA dos cinco estados absorventes.

3.2 Análise semiparamétrica

Dentre os trabalhos que analisaram falhas relativas a questões previdenciárias, por meio de modelo de risco competitivo semiparamétrico, ilustra-se o de Butler, Anderson e Burkhauser (1989), que desenvolveram e aplicaram modelo para examinar o risco de reentrada no mercado de trabalho e de morte dos trabalhadores após a sua aposentadoria.

Aqui, apesar da rejeição, para algumas causas, da hipótese de proporcionalidade dos riscos, apresentam-se os resultados sob a perspectiva dos MRP, baseando-se na definição do parâmetro menos falso (HJORT, 1992).

3.2.1 Análise de riscos proporcionais específicos por causa

Nessa primeira perspectiva, cada evento é modelado separadamente e os demais eventos são considerados censura. Esse modelo mede o efeito bruto de

uma covariável, num contexto em que os eventos competitivos não existem, sobre cada uma das causas específicas de saída do serviço público.

Primeiramente, verificou-se o pressuposto de proporcionalidade exigido pelo modelo. Para as causas morte, idade e invalidez, foram obtidos valores-p superiores a $\alpha = 0,05$, não rejeitando a hipótese nula de proporcionalidade dos riscos. As causas TC (idade de entrada) e compulsória (idade de entrada), por sua vez, apresentaram valores-p que rejeitam a hipótese de proporcionalidade dos riscos.

Observou-se então o efeito das covariáveis sobre a Morte. Segundo a Tabela 2, em relação ao risco de saída do serviço público em decorrência de morte, tem-se que: homem possui risco maior que a mulher em 249,10%; professor possui risco menor que outros em 87,30%; Adulto, Meia idade e Pré-idoso apresentam risco maiores que Adolescentes em 512,60%, 1844,90% e 5314,60%, respectivamente. Regra de saída, por sua vez, não parece exercer efeito significativo ($\alpha = 0,05$).

Tabela 2 - Estimativas do risco de falha – MP de Risco Específico por Causa Morte

	β	e^β	e.p. (β)	z	valor-p
Sexo Masculino	1,250	3,491	0,296	4,230	<0,001
Carreira Professor	-2,064	0,127	0,722	-2,860	0,004
Idade de entrada Jovem adulto	1,111	3,038	0,754	1,470	0,140
Idade de entrada Adulto	1,813	6,126	0,779	2,330	0,019
Idade de entrada Meia idade	2,915	18,449	0,796	3,660	0,000
Idade de entrada Pré-idoso	3,973	53,146	0,879	4,520	<0,001
Admitidos entre 1988 e 1998	0,325	1,384	0,374	0,870	0,390
Admitidos após 1998	-0,849	0,428	0,627	-1,350	0,180

Em seguida, observou-se o efeito das covariáveis sobre o Tempo de Contribuição. Segundo a Tabela 3, em relação ao risco de saída do serviço público em decorrência de aposentadoria por tempo de contribuição, tem-se que: homem possui risco menor que a mulher em 70,60%; professor possui risco maior que outros em 160,60%; Jovem adulto Adulto, Meia idade e Pré-idoso apresentam risco maiores que Adolescentes em 59,60%, 228,70%, 1508,60 e 1415,30%, respectivamente; Admitidos entre 1988 e os 1998 apresentam riscos menores que os Admitidos antes de 1988 em 62,4%.

Os efeitos das covariáveis sobre a Idade, estão dispostos na Tabela 4. Em relação ao risco de saída do serviço público em decorrência de aposentadoria por idade, tem-se que: homem possui risco menor que a mulher em 60,30%; professor possui risco menor que outros em 76,90%; Adulto, Meia idade e Pré-idoso apresentam risco maiores que Adolescentes em 2543,00%, 36858,30% e 114885,30%, respectivamente. Regra de saída, por sua vez, parece não exercer efeito significativo ($\alpha = 0,05$).

Tabela 3 - Estimativas do risco de falha – MP de Risco Específico por Causa TC

	β	e^{β}	e.p. (β)	z	valor-p
Sexo Masculino	-1,224	0,294	0,219	-5,580	<0,001
Carreira Professor	0,958	2,606	0,142	6,740	<0,001
Idade de entrada Jovem adulto	0,467	1,596	0,206	2,270	0,0230
Idade de entrada Adulto	1,190	3,287	0,235	5,070	<0,001
Idade de entrada Meia idade	2,778	16,086	0,302	9,210	<0,001
Idade de entrada Pré-idoso	2,718	15,153	1,051	2,590	0,0097
Admitidos entre 1988 e 1998	-0,978	0,376	0,237	-4,130	<0,001
Admitidos após 1998	-16,200	<0,001	<0,001	-0,010	0,990

Tabela 4 - Estimativas do risco de falha – MP de Risco Específico por Causa Idade

	β	e^{β}	e.p. (β)	z	valor-p
Sexo Masculino	-0,925	0,397	0,344	-2,690	0,007
Carreira Professor	-1,467	0,231	0,465	-3,160	0,002
Idade de entrada Jovem adulto	-0,641	0,527	1,423	-0,450	0,652
Idade de entrada Adulto	3,274	26,430	1,067	3,070	0,002
Idade de entrada Meia idade	5,910	368,583	1,078	5,480	<0,001
Idade de entrada Pré-idoso	7,047	1148,85	1,130	6,240	<0,001
Admitidos entre 1988 e 1998	-0,428	0,652	0,269	-1,590	0,110
Admitidos após 1998	-0,565	0,568	0,586	-0,960	0,340

Em relação ao risco de saída do serviço público em decorrência de aposentadoria compulsória, tem-se que (Tabela 5): homem possui risco maior que a mulher em 618,70%; Admitidos entre 1988 e 1998 possui risco menor que Admitidos antes de 1988 em 64,10%. Carreira e Idade de entrada, por sua vez, parece não exercer efeito significativo ($\alpha = 0,05$).

Tabela 5 - Estimativas do risco de falha – MP de Risco Específico por Causa Compulsória

	β	e^{β}	e.p. (β)	z	valor-p
Sexo Masculino	1,972	7,187	0,517	3,820	<0,001
Carreira Professor	-1,919	0,147	1,026	-1,870	0,061
Idade de entrada Jovem adulto	0,024	1,020	1,280	0,020	0,990
Idade de entrada Adulto	0,060	1,060	1,630	0,040	0,970
Idade de entrada Meia idade	1,270	3,560	2,100	0,610	0,540
Idade de entrada Pré-idoso	27,100	$5,76 \times 10^{11}$	10,900	0,000	1,000
Admitidos entre 1988 e 1998	-1,020	0,359	0,463	-2,210	0,027
Admitidos após 1998	-18,100	<0,001	536,000	0,000	0,997

Em relação ao risco de saída do serviço público em decorrência de

aposentadoria por invalidez, tem-se que Tabela 6: homem possui risco maior que a mulher, em 249,10%; professor possui risco menor que outros em 87,30%; Adulto, Meia idade e Pré-idoso apresentam risco maiores que Adolescentes em 512,60%, 1844,90% e 5314,60%, respectivamente. Regra de saída, por sua vez, parece não exercer efeito significativo ($\alpha = 0,05$).

Tabela 6 - Estimativas do risco de falha – MP de Risco Específico por Causa Invalidez

	β	e^β	e.p. (β)	z	valor-p
Sexo Masculino	0,352	1,421	0,231	1,520	0,130
Carreira Professor	-0,871	0,419	0,338	-2,570	0,010
Idade de entrada Jovem adulto	0,158	1,171	0,462	0,340	0,732
Idade de entrada Adulto	1,195	3,302	0,456	2,620	0,009
Idade de entrada Meia idade	2,043	7,712	0,473	4,320	<0,001
Idade de entrada Pré-idoso	1,653	5,221	0,829	1,900	0,046
Admitidos entre 1988 e 1998	0,335	1,398	0,276	1,210	0,200
Admitidos após 1998	-0,497	0,608	0,468	-1,060	0,290

Calculadas e exibidas as estimativas de risco oriundas do modelo de risco específico por causa, apresentam-se tais estimativas sob a perspectiva da subdistribuição de riscos.

3.2.2 Modelos de riscos proporcionais subdistribuição de riscos

A segunda perspectiva de análise de riscos aqui abordada, isto é, a Subdistribuição dos Riscos, não supõe, ao contrário do primeiro, independência entre os eventos competitivos.

Inicialmente, verificou-se o pressuposto de proporcionalidade exigido pelo modelo. Para as causas morte e invalidez, foram obtidos valores-p superiores a $\alpha = 0,05$, não rejeitando a hipótese nula de proporcionalidade dos riscos. As causas TC (todas as covariáveis), idade (todas as covariáveis) e compulsória (regra de saída), por sua vez, apresentaram valores-p que rejeitam a hipótese de proporcionalidade dos riscos.

Em seguida, verifica-se se há diferença entre as FIAs (apresentadas na subseção 3.1.) por níveis de covariáveis categóricas por meio do Teste de Gray. Quando o valor-p é maior que $\alpha = 0,05$, não se rejeita a hipótese de igualdade, por causa, entre os grupos. De acordo com a Tabela 7, não se detecta diferença entre: as Regras de saída para as causas Morte, Idade e Invalidez; entre Sexo para a causa Invalidez. Para todos os outros casos, há diferença estatística.

Calcula-se o **peso** $w_l(t_j)$ apresentado em (6), por meio do pacote `mstate` (WREDEE, 2011) do R. Assim, indivíduos que sofreram o evento competitivo antes da ocorrência de qualquer evento de interesse nos pontos $t_j > t_i$ permanecem no grupo de risco (mas não contribuem de maneira integral para a função de verossimilhança) e recebem um peso sempre que ocorre um evento de interesse.

Tabela 7 - Teste Gray de igualdade de FIAS

	Carreira	Idade de entrada	Regra de saída	Sexo
Causa	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p
Morte	0,000	<0,001	0,082	<0,001
TC	0,000	<0,001	<0,001	<0,001
Idade	0,000	0,000	0,246	0,005
Compulsória	0,0363	0,000	0,033	<0,001
Invalidez	0,008	<0,001	0,088	0,127

Em seguida, estimam-se os modelos de subdistribuições do risco, para as cinco causas, considerando-se o efeito das quatro covariáveis (Tabelas 8 a 12).

Observou-se o efeito das covariáveis sobre a morte, conforme Tabela 8. Em relação ao risco de saída do serviço público em decorrência de morte, tem-se que: homem possui risco maior que a mulher em 212,33%; professor possui risco menor que outros em 79,12%; Adulto, Meia idade e Pré-idoso apresentam risco maiores que Adolescentes em 527,37%, 934,13% e 1045,65%, respectivamente. Regra de saída, por sua vez, parece não exercer efeito significativo ($\alpha = 0,05$).

Tabela 8 - Estimativas do risco de falha (Morte) – MP Subdistribuição de Risco

	β	e^{β}	e.p. (β)	z	valor-p
Sexo Masculino	1,139	3,123	0,306	3,720	0,000
Carreira Professor	-1,566	0,209	0,732	-2,140	0,032
Idade de entrada Jovem adulto	1,153	3,166	0,752	1,530	0,125
Idade de entrada Adulto	1,663	5,274	0,765	2,170	0,030
Idade de entrada Meia idade	2,336	10,341	0,768	3,040	0,002
Idade de entrada Pré-idoso	2,439	11,457	0,839	2,910	0,004
Admitidos entre 1988 e 1998	-0,012	0,988	0,335	-0,030	0,972
Admitidos após 1998	-1,153	0,316	0,611	-1,890	0,059

A Tabela 9 exhibe o efeito das covariáveis sobre TC. Em relação ao risco de saída do serviço público em decorrência da aposentadoria por tempo de contribuição, tem-se que: homem possui risco menor que a mulher, em 54,90%; professor possui risco maior que outros em 190,00%; Jovem adulto, Adulto e Meia idade apresentam risco maiores que Adolescentes em 70,00%, 178,00% e 174,00%, respectivamente; Admitidos entre 1988 e 1998 possuem risco menor que Admitidos até 1988 em 69,4%.

A Tabela 10 expõe o efeito das covariáveis sobre Idade. Em relação ao risco de saída do serviço público em decorrência da aposentadoria por idade, tem-se que: homem possui risco menor que a mulher em 78,40%; professor possui risco menor que outros em 70,30%; Adulto, Meia idade e Pré-idoso apresentam risco maiores que Adolescentes em 875,80%, 6654,50% e 12395,20%, respectivamente. Regra de saída, por sua vez, parece não exercer efeitos significativos.

Tabela 9 - Estimativas do risco de falha (TC) – MP Subdistribuição de Risco

	β	e^{β}	e.p. (β)	z	valor-p
Sexo Masculino	-0,797	0,451	0,226	-3,530	<0,001
Carreira Professor	1,070	2,900	0,152	6,990	<0,001
Idade de entrada Jovem adulto	0,531	1,700	0,206	2,57	0,010
Idade de entrada Adulto	1,020	2,780	0,237	4,310	<0,001
Idade de entrada Meia idade	1,010	2,740	0,281	3,590	<0,001
Idade de entrada Pré-idoso	-0,248	0,780	1,020	-0,240	0,808
Admitidos entre 1988 e 1998	-1,180	0,306	0,220	-5,370	<0,001
Admitidos após 1998	-17,100	0,000	1,470	-0,010	0,991

Tabela 10 - Estimativas do risco de falha (Idade) – MP Subdistribuição de Risco

	β	e^{β}	e.p. (β)	z	valor-p
Sexo Masculino	-1,533	0,216	0,378	-4,060	0,000
Carreira Professor	-1,215	0,297	0,473	-2,570	0,010
Idade de entrada Jovem adulto	-1,170	0,310	1,415	-0,830	0,408
Idade de entrada Adulto	2,170	8,758	1,036	2,100	0,036
Idade de entrada Meia idade	4,198	66,545	1,015	4,140	0,000
Idade de entrada Pré-idoso	4,820	123,95	1,067	4,520	0,000
Admitidos entre 1988 e 1998	-0,358	0,699	0,259	-1,380	0,167
Admitidos após 1998	-0,631	0,532	0,579	-1,090	0,275

A Tabela 11 apresenta o efeito das covariáveis sobre compulsória. Em relação ao risco de saída do serviço público em decorrência da aposentadoria compulsória, tem-se que nenhuma das variáveis parece exercer efeitos significativos.

Tabela 11 - Estimativas do risco de falha (Compulsória) – MP Subdistribuição de Risco

	β	e^{β}	e.p. (β)	z	valor-p
Sexo Masculino	1,110	3,040	0,578	1,920	0,054
Carreira Professor	-0,032	0,969	1,100	-0,030	0,977
Idade de entrada Jovem adulto	0,245	1,280	6,950	0,000	1,000
Idade de entrada Adulto	0,371	1,450	7,920	0,000	1,000
Idade de entrada Meia idade	19,900	$4,26 \times 10^8$	6,060	0,000	0,997
Idade de entrada Pré-idoso	22,300	$4,81 \times 10^9$	6,060	0,000	0,997
Admitidos entre 1988 e 1998	-0,888	0,412	0,461	-1,920	0,054
Admitidos após 1998	-10,100	0,000	85,200	-0,120	0,905

A Tabela 12 mostra o efeito das covariáveis sobre Invalidez. Em relação ao risco de saída do serviço público em decorrência da aposentadoria por invalidez, tem-se que: Adulto e Meia idade apresentam risco maiores que Adolescentes em

218,10%, e 461,10%, respectivamente. Sexo, Carreira e Regra de saída, por sua vez, parecem não exercer efeitos significativos.

Tabela 12 - Estimativas do risco de falha (Invalidez) – MP Subdistribuição de Risco

	β	e^{β}	e.p. (β)	z	valor-p
Sexo Masculino	0,346	1,414	0,238	1,450	0,146
Carreira Professor	-0,556	0,573	0,346	-1,610	0,108
Idade de entrada Jovem adulto	0,186	1,205	0,463	0,400	0,688
Idade de entrada Adulto	1,157	3,181	0,455	2,540	0,011
Idade de entrada Meia idade	1,725	5,611	0,465	3,710	<0,001
Idade de entrada Pré-idoso	0,601	1,824	0,820	0,730	0,464
Admitidos entre 1988 e 1998	0,226	1,254	0,269	0,840	0,401
Admitidos após 1998	-0,711	0,491	0,467	-1,520	0,128

3.2.3 Comparação entre os modelos de riscos proporcionais ajustados

A Tabela 13 resume e compara os efeitos das covariáveis sobre o tempo de permanência para cada causa, segundo os MPREC e MPSR. Efeitos acompanhados por * são significativos ao nível de significância de 5%.

Tabela 13 - Estimativas do risco de falha conforme MPREC e MPSR

	MPREC				
	Morte	TC	Idade	Compulsória	Invalidez
Sexo Masculino	3,491*	0,294*	0,397*	7,187*	1,421
Carreira Professor	0,127*	2,606*	0,231*	0,147*	0,419*
Ie Jovem adulto	3,038	1,596*	0,527	1,020	1,171
Ie Adulto	6,126*	3,287*	26,430*	1,060	3,302*
Ie Meia idade	18,449*	16,086*	368,583*	3,560	7,712*
Ie Pré-idoso	53,146*	15,153*	1148,85*	$5,76 \times 10^{11}$	5,221*
Ad. entre 1988 e 1998	1,384	0,376*	0,652	0,359*	1,398
Ad. após 1998	0,428	<0,001	0,568	<0,001	0,608
	MPSR				
	Morte	TC	Idade	Compulsória	Invalidez
Sexo Masculino	3,123*	0,451*	0,216*	3,040	1,414
Carreira Professor	0,209*	2,900*	0,297*	0,969	0,573
Ie Jovem adulto	3,166	1,700*	0,310	1,280	1,205
Ie Adulto	5,274*	2,780*	8,758*	1,450	3,181*
Ie Meia idade	10,341*	2,740*	66,545*	$4,26 \times 10^8$	5,611*
Ie Pré-idoso	11,457*	0,780	123,95*	$4,81 \times 10^9$	1,824
Ad. entre 1988 e 1998	0,988	0,306*	0,699	0,412	1,254
Ad. após 1998	0,316	<0,001	0,532	0,000	0,491

Ao longo do trabalho, foi possível observar que alguns níveis (de covariáveis) não exercem efeito sobre o tempo de permanência: pertencer ao grupo Jovem Adulto (relativo à idade de entrada no serviço público), bem como ser admitido no serviço público após 1998 (relativo à regra de saída do serviço público).

O nível “ser admitido no serviço público entre 1988 e 1998”, quando significativo, sempre diminui o risco de saída do servidor, em relação a quem foi admitido antes de 1988 (relativo à regra de saída do serviço público). Faz sentido pensar que a mudança nos critérios de elegibilidade dificultaram tal saída.

Os níveis dos pertencentes aos grupos classificados como Adulto, Meia Idade e Pré-idoso sempre aumentam o risco de saída do servidor, em relação ao grupo Adolescentes (relativo à idade de entrada no serviço público), corroborando com a ideia de que quanto mais velho o servidor, mais chances de sair do serviço.

Os níveis Masculino (relativo ao sexo) e Professor (relativo à carreira), podem aumentar ou diminuir o risco de saída do servidor, em relação a Feminino e Outros, respectivamente, dependendo da causa de saída. É coerente imaginar que o homem, comparado com a mulher, apresenta maiores chances de saída por morte e invalidez

e menores chances de saída por TC e Idade, por exemplo.

De acordo com o exposto em 3.2.1 e 3.2.2, os efeitos significativos que as covariáveis exercem sobre o tempo de permanência, em ambos os modelos (MPREC e MPSR), seguiram, de um modo geral, a mesma direção: em poucos casos, divergiram quanto à significância; em nenhum deles, apontaram efeitos contrários.

Conclusões

Analisou-se o tempo de permanência do servidor no serviço público municipal de Cabedelo/PB, a partir de informações disponibilizadas pelo IPSEMC, por meio de MRP, sendo que: o teste de Schoenfeld apontou rejeição de proporcionalidade para algumas causas, pré-requisito ignorado com base na definição do parâmetro menos falso de Hjort (1992); observou-se que Sexo, Carreira e Idade de entrada exercem, de um modo geral, efeitos significativos (e coerentes, conforme o esperado) sobre esse tempo. Devido à escassez de trabalhos que abordem o binômio “tempo de permanência no serviço público \times MRP”, inviabiliza-se a comparação destes resultados com a de trabalhos anteriores.

Sugere-se que pesquisas futuras adicionem informações sobre o estado civil do servidor, utilizem-se também de modelagens paramétricas que envolvam riscos competitivos e que apliquem tais ferramentas a outros Institutos de Previdência. Para além da inclusão de variáveis e modelos, outro ponto interessante seria refletir sobre outras possíveis variáveis respostas, não utilizadas tradicionalmente nos cálculos de custo normal e reserva matemática, afim de aprimorar premissas, modelos e previsões.

De posse dessas informações, melhor se compreende o comportamento biométrico do grupo analisado, acarretando em melhores condições de previsibilidade para compromissos futuros e alcance do equilíbrio atuarial do Instituto de Previdência.

Observação

Esse artigo é parte de tese de doutorado desenvolvida junto ao Programa de Pós-Graduação em Biometria da Universidade Estadual Paulista.

Agradecimentos

Os autores agradecem os revisores e editores pelas sugestões.

SANTOS JÚNIOR, L. C.; TSUNEMI, M. H. Analysis of competitive risks in municipal public pension in the state of Paraíba. *Rev. Bras. Biom.*, Lavras, v.37, n.2, p.205-227, 2019.

- **ABSTRACT:** *The public servants' pensions need the development of research that contributes to a better understanding of the variables related to the receipts and payments of their Institutes. The present study aims to analyze the time of municipal server stays in the public service, based on information provided by Institute of Social Security of the Municipal Servants of Cabedelo (Paraíba / Brazil) and through the use of survival models that incorporate competitive risks. Thus, the functions of cumulative risk, survival and cumulative incidence were estimated, as well as the effects of four covariables on the time of permanence, considering the presence of five competing causes to remove the server from the public service. Among the main results, it has been shown that the proportional models were considered adequate, being that: the older the server, and the earlier the date of admission to the service, greater the chance of leaving the service for any of the causes; being a man in relation to women, as well as being a teacher, in relation to other categories, can increase or decrease the risk, depending on the specific cause considered. Once the biometric behavior of the analyzed group has been mapped, better predictability conditions for future commitments are provided.*
- **KEYWORDS:** *Institute of Social Security of the Municipal Servants of Cabedelo; Survival analysis for censored data; Competitive risks under the multistate approach; Time of stay in the public service.*

Referências

- ALLIGNOL, A.; BEYERSMANN, J.; SCHUMACHER, M. mvna: An R package for the Nelson-Aalen estimator in multistate models. *R News*, v.8, n.2, p.48-50, 2008.
- ALLIGNOL, A.; SCHUMACHER, M.; BEYESMANN, J. Empirical transition matrix of multi-state models: the etm package. *Journal of Statistical Software*, v.38, n.38, p.1-15, 2011.
- ANDERSEN, P. K.; BORGAN, O.; HJORT, N. L.; ARJAS, E.; STENE, J.; AALEN, O. Counting process models for life history data: a review [with discussion and reply]. *Scandinavian Journal of Statistics*, v.12, n.2, p.97-140, 1985.
- BAER, H. J.; GLYNN, R. J.; FLANK, B. H.; HANKINSON, S. E.; WILLET, W. C.; COLDTZ, G. A.; STAMPFER, M.; ROSNER, B. Risk factors for mortality in the nurses' health study: a competing risks analysis. *American Journal of Epidemiology*, v.173, n.3, p.319-329, 2010.
- BEYERSMANN, J.; ALLIGNOL, A.; SCHUMACHER, M. *Competing Risks and Multistate Models with R*. New York: Springer, 2012.
- BRASIL. Portaria nº 403, de 10 de dezembro de 2008. Dispõe sobre as normas aplicáveis às avaliações e reavaliações atuariais dos Regimes Próprios de Previdência

- Social - RPPS da União, dos Estados, do Distrito Federal e dos Municípios, define parâmetros para a segregação da massa e dá outras providências. Brasília, DF.
- BUTLER, J. S.; ANDERSON, K. H.; BURKHAUSER, R. V. Work and Health after Retirement: A competing risks model with semiparametric unobserved heterogeneity. *The Review of Economics and Statistics*, v.71, n.1, p.46-53, 1989.
- CARVALHO, M. S.; ANDREOZZI, V. L.; CODEÇO, C. T.; BARBOSA, M. T. S.; SHIKAMURA, S. E. *Análise de sobrevivência: teoria e aplicações em saúde*. 2.ed. Rio de Janeiro: Fiocruz, 2011.
- CHANG, F. A theory of health investment under competing mortality risks. *Journal of Health Economics*, v.24, n.3, p.449-463, 2005.
- COLOSIMO, E. A.; GIOLO, S. R. *Análise de sobrevivência aplicada*. São Paulo: Edgard Blucher, 2006.
- CORREA, C. S. *Premissas atuariais em planos previdenciários: uma visão atuarial-demográfica*. 2.ed. Curitiba: Appris, 2018.
- CORTESE, G.; ANDERSEN, P. K. Competing risks and time-dependent covariates. *Biometrical Journal*, v.52, n.1, p.138-158, 2009.
- COX, D. R. Regression models and life-tables. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, v.34, n.2, p.187-220, 1972.
- CROWDER, M. *Multivariate survival analysis and competing risks*. Boca Raton: CRC Press, 2012.
- DEMASI, R. A. Statistical methods for multivariate failure time data and competing risks. *Handbook Of Statistics*, v.34, n.4, p.749-781, 2000.
- DOLTON, P.; KLAAUM, W. V. The turnover of teachers: a competing risks explanation. *The Review of Economics and Statistics*, v.81, n.3, p.543-552, 1999.
- DOW, W. H.; PHILIPSON, T. J.; SALA-I-MARTIN, X. Longevity complementarities under competing risks. *The American Economic Review*, v.89, n.5, p.1358-1371, 1999.
- FINE, J. P.; GRAY, R. J. A proportional hazards model for the subdistribution of a competing risk. *Journal of the American Statistical Association*, v.94, n.446, p.496-509, 1999.
- GANDRUD, C. Competing risks and deposit insurance governance convergence. *International Political Science Review*, v.35, n.2, p.195-215, 2014.
- GOOLEY, T. A.; LEISENRING, W.; CROWLEY, J.; STORER, B. E. Estimation of failure probabilities in the presence of competing risks: new representations of old estimators. *Statistics in Medicine*, v.18, n.6, p.695-706, 1999.
- GRAY, B (2014). cmprsk: subdistribution analysis of competing risks (R package version 2.2-7). Available at: <https://CRAN.R-project.org/package=cmprsk> (Accessed: 05 september 2017).
- GRAY, R. J. A class of k-sample tests for comparing the cumulative incidence of a competing risk. *The Annals of Statistics*, n.16, p.1141-1154, 1988.

- GREEN, A. R.; BOYD, C. M.; RICKARD, J.; GOMON, R.; LEFF, B. Attitudes of older adults with serious competing health risks toward their implantable cardioverter-defibrillators: a pilot study. *BMC Geriatrics*, v.15, n.1, p.1-9, 2015.
- GRUNKEMEIER, G. L.; JIN, R.; ELJKEMANS, M. J. C.; TAKKENBERG, J. J. M. Actual and actuarial probabilities of competing risks: apples and lemons. *The Annals of Thoracic Surgery*, v.83, n.5, p.1585-1592, 2007.
- HJORT, N. L. On inference in parametric survival data models. *International Statistical Review*, v.60, n.3, p.355-387, 1992.
- KLEIN, P. J.; HOUWELINGEN, H. C. V.; IBRAHIM, J. G.; SCHEIKE, T. H. *Handbook of survival analysis*. Boca Raton: CRC Press, 2014.
- MACDONALD, A. S. An actuarial survey of statistical models for decrement and Transition data I: multiple state, poisson and binomial models. *British Actuarial Journal*, v.2, n.1, p.129-155, 1996a.
- MACDONALD, A. S. An actuarial survey of statistical models for decrement and transition data II: competing risks, non-parametric and regression models. *British Actuarial Journal*, v.2, n.2, p.429-448, 1996b.
- MACDONALD, A. S. An actuarial survey of statistical models for decrement and transition data III: counting process models. *British Actuarial Journal*, v.2, n.3, p.703-726, 1996c.
- MEALLI, F.; PUDNEY, S. Occupational pensions And job mobilityin competing risks model britain: estimation of a random-effects. *Journal of Applied Econometrics*, v.11, n.3, p.293-320, 1996.
- NARENDRANATHAN, W.; STEWART, M. B. Modelling the probability of leaving unemployment: competing risks models with flexible base-line hazards. *Journal of Applied Econometrics*, v.42, n.1, p.63-83, 1993.
- PAES, N. A. Mortalidade em Recife: aplicação de um modelo de riscos competitivos. *Revista de Saúde Pública*, v.19, n.3, p.251-262, 1985.
- PRENTICE, R. L.; KALBFLEISCH, J.; PETERSON, A.; FLOURNOY, N.; FAREWELL, V; BRESLOW, N. The analysis of failure times in the presence of competing risks. *Biometrics*, v.34, n.4, p.541-554, 1978.
- SCHOENFELD, D. Partial Residuals for the proportional hazard regression model. *Biometrika*, v.69, n.1, p.329-241, 1982.
- THERNEAU, T. A Package for Survival Analysis in S (R package version 2.38). Available at: <https://CRAN.R-project.org/package=survival>. Accessed: 28 august 2017, 2015.
- VARADHAN, R.; WEISS, C. O.; SEGAL, J. B.; WU, A. W.; SCHARFSTEIN, D.; BOYD, C. Evaluating health outcomes in the presence of competing risks: a review of statistical methods and clinical applications. *Medical Care*, v.48, n.6, p.96-105, 2010.

WEEDE, L. C.; FIOCCO, M.; PUTTER, H. mstate: an R package for the analysis of competing risks and multi-state models. *Journal of Statistical Software*, v.38, n.7, p.1-30, 2011.

WELCH, H. G. Estimating treatment benefits for the elderly: the effect of competing risks. *Medical Care*, v.124, n.6, p.577-584, 1996.

Recebido em 18.05.2018.

Aprovado após revisão em 08.08.2018.