

A influência da Previdência sobre o prêmio contratual dos servidores públicos: O caso dos professores de Minas Gerais^{*}

GABRIEL NEMER TENOURY[†]
LAURA CAROLINA VEHANEN[‡]
GUILHERME FOWLER A. MONTEIRO[§]

Sumário

1. Introdução1
2. Metodologia5
3. Resultados13
4. Conclusões20

Palavras-chave

previdência, servidor público, valor presente, prêmio contratual

JEL Codes

J16, J22, J31



Resumo • Abstract

Investigamos a diferença contratual público-privada entre professores de Minas Gerais. Calculamos o Valor Presente do Contrato de Trabalho e o transformamos numa anuidade constante, o Valor Anual Equivalente. Realizamos, então, uma Oaxaca-Blinder para estimar o prêmio contratual dos servidores. Observamos prêmios positivos para todos os professores do sexo masculino, mas prêmios negativos para professoras do sexo feminino ensinos primário e médio. Também fazemos um exercício contrafactual para averiguar os impactos das regras previdenciárias sobre esse prêmio. Quando as regras de Previdência são harmonizadas, o prêmio médio reduz-se de 31,8% para 10,3%, sugerindo forte influência da Previdência sobre o prêmio contratual.

1. Introdução

O diferencial dos salários entre os trabalhadores dos setores público e privado é objeto de constante debate, tanto no Brasil, quanto no resto do mundo. A literatura sobre o tema, tanto nacional, quanto internacional, é relativamente extensa. [Castro,](#)

^{*}O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001.

[†]Fundação Getúlio Vargas, Escola Brasileira de Economia e Finanças (FGV/EPGE). Praia de Botafogo, 190, 11º andar, Botafogo, Rio de Janeiro, RJ, CEP 22250-900, Brasil. [ID 0000-0001-8389-1555](#)

[‡]Insper – Instituto de Ensino e Pesquisa. Rua Quatá 300, Vila Olímpia, São Paulo, SP, CEP 04546-042, Brasil. [ID 0000-0002-3489-9160](#)

[§]Insper – Instituto de Ensino e Pesquisa. Rua Quatá 300, Vila Olímpia, São Paulo, SP, CEP 04546-042, Brasil. [ID 0000-0003-2689-1094](#)

✉ gabrielncst@al.insper.edu.br ✉ lauracv@al.insper.edu.br ✉ guilhermefam@insper.edu.br

[Salto, e Steiner \(2013\)](#), por exemplo, avaliaram as diferenças salariais entre servidores públicos e trabalhadores da iniciativa privada nos países da União Europeia (EU). Os autores encontraram que os diferenciais estão intimamente ligados à idade e à instrução dos indivíduos. No geral, observaram que as maiores vantagens no setor público se encontram entre os indivíduos mais velhos e menos escolarizados.

O prêmio positivo também é encontrado por [Dickson, Postel-Vinay, e Turon \(2014\)](#) em sua análise para a Alemanha, Holanda, França, Itália, Espanha e Reino Unido para o período de 1994 a 2001, embora haja alguns resultados específicos como o prêmio por experiência positivo para a Alemanha e negativo para a Itália ou o risco de perda de emprego idêntico para os setores público e privado. [Heitmueller \(2006\)](#), por sua vez, investigando os trabalhadores da Escócia, encontrou uma forte vantagem para trabalhadores homens da iniciativa privada, e uma diferença estatisticamente insignificante entre as mulheres.

[Mizala, Romaguera, e Gallegos \(2011\)](#) analisaram onze países da América Latina¹ para o período 1992–2007 por meio de *propensity score matching* (PSM). Ao longo do período os resultados variam para os países (por exemplo, o prêmio aumenta para depois diminuir no caso de Costa Rica e Paraguai). Todavia, em geral, encontram-se evidências de prêmios positivos para os funcionários públicos, sendo decrescentes à medida que os salários aumentam. O mesmo padrão decrescente é encontrado para a Finlândia por [Maczulskij \(2013\)](#), com dados de 1990–2004, e para o Japão por [Morikawa \(2016\)](#), com dados de 2007. Um resultado adicional de [Mizala et al. \(2011\)](#) é que o prêmio seria contracíclico (i.e., um aumento de 10% no desemprego local aumentaria em 1% o hiato entre os salários público e privado). [Antón e Bustillo \(2015\)](#) encontram resultados similares para a Espanha com dados de 2010.

No caso do Brasil, [Foguel, Gill, Mendonça, e Barros \(2000\)](#) observam que aproximadamente 70% da diferença salarial público-privada é explicada por fatores como tempo no emprego, educação e experiência. Em nível municipal, os autores encontraram uma desvantagem para os servidores. [Belluzzo, Anuatti-Neto, e Pazello \(2005\)](#), ao lançarem mão de regressões quantílicas, encontraram que a maior diferença salarial encontra-se na cauda da distribuição para todos os níveis de governo.

[Tenoury e Menezes \(2017\)](#), com o uso da decomposição de Oaxaca–Blinder (ver [Oaxaca, 1973](#), e [Blinder, 1973](#)), encontraram um prêmio de cerca de 93% para servidores públicos federais no Brasil, assim como um aumento desse prêmio entre os anos de 1995 e 2015. Contudo, uma análise puramente salarial estaria ignorando um importante fator do contrato de trabalho no setor público: a aposentadoria. Em geral, as regras de aposentadoria do setor público são mais generosas do que aquelas do setor privado. Mesmo com as reformas recentes, — como aquela do

¹São eles: Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, El Salvador, Honduras, Panamá, Paraguai e Uruguai.

governo Lula, em 2003–2004, e a do governo Dilma, em 2012–2013 — servidores públicos federais que foram contratados após 2013 ainda contam com um grande privilégio: a ausência do fator previdenciário, responsável por “penalizar” aqueles que se aposentam cedo. Ademais, servidores que já estavam empregados antes dessas reformas ainda contam com os benefícios que essas reformas extinguíram, já que só o fizeram para os servidores futuros.

Para endereçar essa questão, alguns autores realizam essa análise sob a ótica conceito de Valor Presente do Contrato de Trabalho (VPCT), que incorpora fluxos anuais de salários, aposentadoria e FGTS (para o setor privado). [Dickson et al. \(2014\)](#), além da análise de prêmio salarial supracitada, também se atentam para o VPCT dos trabalhadores. Ao levarem em conta também o viés de seleção de participação no setor público, encontram prêmios estatisticamente significantes na parte de baixo da distribuição de VPCTs de França e Espanha, bem como uma penalidade estatisticamente significativa no topo da distribuição de VPCTs da Holanda.

Já para o Brasil, [Braga, Firpo, e Gonzaga \(2010\)](#), por exemplo, utilizando dados da PNAD 2005, encontram diferenças significativas a favor do setor público para trabalhadores com até 17 anos de instrução, sendo o prêmio insignificante entre aqueles com mais anos de educação. Também encontram prêmios relevantes para trabalhadores na área jurídica e de ciências humanas, e um prêmio negativo (i.e., a favor do setor privado) entre os profissionais de ensino. Em contraste, [Barbosa Filho, Pessoa, e Afonso \(2009\)](#) investigaram o perfil salarial de professores das redes pública e privada e encontraram um VPCT superior para professores do ensino público em todas as categorias de ensino (primário, fundamental, médio e superior).

Contudo, nem [Braga et al. \(2010\)](#), nem [Barbosa Filho et al. \(2009\)](#), consideraram a existência de dois tipos de vieses: o primeiro, derivado da exclusão de pessoas da força de trabalho; o segundo, fruto da seleção para o setor público. Tais vieses de seleção podem viesar as estimativas dos parâmetros e dos próprios prêmios, como apontado por [Heckman \(1979\)](#). Assim, este artigo se propõe a investigar a questão do prêmio contratual dos professores em Minas Gerais, corrigindo os vieses de seleção via *probit* de [Heckman \(1979\)](#) e apoiando-se na metodologia para dois vieses usada por [Heitmueller \(2006\)](#). Adicionalmente, criamos um cenário contrafactual no qual as regras de aposentadoria do serviço público convergem para aquelas do setor privado. A fim de realizarmos tal análise, criamos o conceito de Valor Anual Equivalente (VAE), a partir da transformação do VPCT em anuidades constantes.

1.1 Por que Minas Gerais?

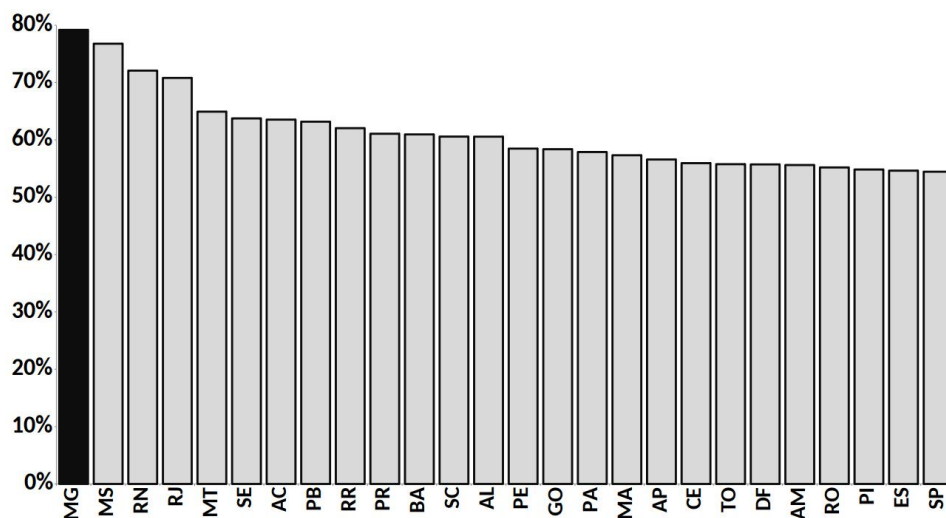
Sabe-se que, hoje, Minas Gerais é um estado que apresenta déficits primários altos e recorrentes, fruto da asfixia financeira causada pelo excesso de gasto com pessoal. Como mostra a [Figura 1](#), os gastos com pessoal de Minas Gerais atingiram 79,2% da Receita Corrente Líquida (RCL) do estado, sendo aquele que mais gasta entre as 27 Unidades Federativas; o déficit do Regime Próprio de Previdência Social (RPPS)

dos servidores de Minas, por sua vez, corresponde a 24,2% da RCL, ficando atrás apenas do Rio Grande do Sul, como evidenciado pela [Figura 2](#). Ademais, segundo dados do *Anuário Estatístico da Previdência Social* (MF/INSS/Dataprev, 2017), o déficit atuarial da Previdência do estado de Minas Gerais é superior a R\$ 593 bilhões, ou 9,4 vezes² a RCL de 2017 do estado.

Sendo assim, investigar tanto a remuneração e aposentadorias dos servidores desse estado, ainda mais de uma categoria tão volumosa, como é a dos professores, representa uma contribuição relevante ao debate, na medida em que subsidia futuras discussões de aumentos salariais e revisão de regras previdenciárias.

Nossos resultados trazem evidências de que existe um forte prêmio contratual para professores homens de Minas Gerais, que chega a 90% no caso de professores do ensino primário, 73% no ensino fundamental, e superior a 27% no ensino médio. Para professoras, há um prêmio expressivo entre aquelas que lecionam no ensino fundamental, de cerca de 54,5%, mas negativo para aquelas nos ensinos primário e médio: -0,9% para aquelas e -5,7% para estas.

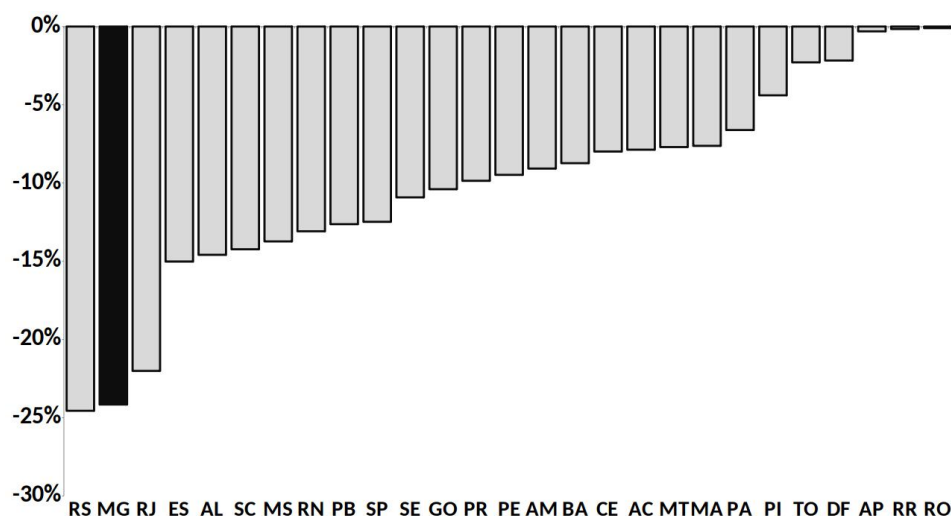
Adicionalmente, as regras mais generosas de aposentadoria dos servidores ajudam a explicar uma parcela significativa do prêmio contratual: observamos reduções dos prêmios contratuais para ambos os sexos e para todos os níveis de ensino ao igualarmos as regras de Previdência dos setores público e privado. Inicialmente, ao compararmos os VAEs preditos para todos os professores (tanto do setor privado,



Fonte: Tesouro Nacional. Elaboração: Gabriel Nemer Tenoury.

Figura 1. Gasto com pessoal dos estados – 2017 (como % da Receita Corrente Líquida)

²Nesse múltiplo, Minas Gerais fica atrás apenas da Paraíba (11,2), Rio Grande do Norte (10,8) e Rio de Janeiro (10,6).



Fonte: Tesouro Nacional. Elaboração: Gabriel Nemer Tenoury.

Figura 2. Déficit dos RPPS's estaduais – 2017 (como % da Receita Corrente Líquida)

quanto do setor público) caso estivessem no setor público contra caso estivessem no setor privado, a diferença média é de, aproximadamente, 31,8%. No exercício contrafactual, com regras de Previdência iguais, a diferença se reduz para apenas 10,3%.

Contribuímos para a literatura na medida em que, além de levar em conta correções de vieses até o momento ignoradas, também fornecemos uma estimativa do impacto das diferenças de regras de acesso, contribuição e cálculo de benefícios previdenciários entre o setor público e privado sobre a diferença nos contratos entre os professores desses setores.

O artigo se divide em 4 seções, além desta introdução. A [seção 2](#) detalha melhor a literatura sobre o assunto e o conceito do VAE. A [seção 3](#), por sua vez, pormenoriza os resultados e principais achados. Finalmente, a [seção 4](#) conclui o artigo e discorre sobre o que foi encontrado.

2. Metodologia

A base de dados utilizada neste artigo é o Censo Demográfico do IBGE do ano de 2010, com as observações referentes a Minas Gerais. Do total de observações, antes de estimarmos os modelos restritos, excluimos aqueles indivíduos com idade menor do que 16 anos ou maior do que 80 anos; amarelos, indígenas ou não declarados; sem informações quanto ao recebimento de benefícios de aposentadoria, do programa Bolsa-Família, outros programas sociais ou outras fontes de renda; sem informações quanto ao nível de instrução; trabalhadores agrícolas, trabalhadores domésticos

ou de organismos internacionais e outras instituições extraterritoriais, bem como aqueles em atividades mal definidas; trabalhadores em ocupações mal definidas.

A seguir, apresentamos o passo a passo de todos os procedimentos realizados neste artigo.

2.1 Correção de viés de seleção

Como apontado por Heitmueller (2006), a estimação da diferença salarial público-privada enfrenta dois tipos de vieses de seleção que o pesquisador deve corrigir: o primeiro deriva do fato de que, ao estimarmos uma regressão salarial, estamos excluindo da nossa amostra aqueles trabalhadores fora da força de trabalho. Se tal exclusão se der de forma não-aleatória, então incorre-se num problema de viés de seleção; o segundo surge porque os trabalhadores podem se selecionar de forma não-aleatória entre os setores público e privado.

Heitmueller (2006) buscou corrigir esses problemas com a estimação de um probit bivariado, em analogia ao procedimento proposto por Heckman (1979) para o caso de correção de apenas um viés. Contudo, há um grande problema nessa metodologia: não se observa certas combinações de *outcomes* das variáveis binárias dependentes do probit bivariado, quais sejam: trabalhadores fora da força de trabalho e em algum dos dois setores (público e privado), simplesmente porque tal combinação é desprovida de sentido. Dessa forma, buscamos contornar esse problema através da estimação de um *probit* com correção de viés de seleção, conhecido como *heckprobit*, introduzido por Van de Ven e Van Praag (1981). Uma explicação mais técnica é a que se segue:

Estamos interessados em modelar a probabilidade de certa variável binária (por exemplo, uma pessoa estar empregada no setor público) assumir o valor 1. O modelo assume que esta seja determinada por uma relação como

$$Y_i^* = B_i\gamma + \epsilon_i, \quad (1)$$

de tal maneira que

$$Y_i = \begin{cases} 1, & \text{se } Y_i^* > 0; \\ 0, & \text{se } Y_i^* \leq 0; \end{cases} \quad (2)$$

onde Y^* é uma variável latente, B_i é um vetor de características e γ é um vetor de coeficientes. Dessa forma, como temos interesse em modelar a probabilidade de $Y_i = 1$, temos que:

$$\begin{aligned} \Pr(Y_i = 1) &= \Pr(Y_i^* > 0) = \Pr(B_i\gamma + \epsilon_i > 0) \\ &= \Pr(\epsilon_i > -B_i\gamma) = \Pr(\epsilon_i < B_i\gamma), \end{aligned} \quad (3)$$

no qual a última igualdade é obtida via simetria da distribuição normal (assumida como distribuição dos erros num modelo probit). Contudo, a variável Y (neste

caso, estar no setor público ou privado) só é observada quando uma pessoa está empregada. Chamemos a variável que descreve a presença na força de trabalho de Y_s , onde o subscrito s significa “seleção”. Seja Y_s determinada por

$$Y_{is}^* = Z_i \alpha + u_i, \quad (4)$$

De forma que

$$Y_{is} = \begin{cases} 1, & \text{se } Y_{is}^* > 0; \\ 0, & \text{se } Y_{is}^* \leq 0; \end{cases} \quad (5)$$

onde Z_i é um vetor de características e α é um vetor de coeficientes.

Logo:

$$Y_{is} = \begin{cases} \in \{0, 1\}, & \text{se } Y_{is}^* > 0; \\ NA, & \text{se } Y_{is}^* \leq 0; \end{cases} \quad (6)$$

com

$$\epsilon_i \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

$$u_i \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

$$\text{Correl}(\epsilon_i, u_i) = \rho.$$

Se $\rho \neq 0$, então existe uma correlação entre os erros da equação principal e a de seleção, de forma que um modelo probit tradicional geraria resultados enviesados. O *Heckprobit*, porém, corrige esse viés de seleção, produzindo estimativas consistentes para os parâmetros de interesse.

No caso da correção de ambos os vieses, e caso $\rho = 0$, a restrição de exclusão exige que ao menos uma variável em B_i e em Z_i não esteja entre os regressores das regressões principais (salariais). Caso, contudo, encontre-se que $\rho \neq 0$, há uma exigência adicional: que ao menos uma variável em B_i não esteja em Z_i e vice-versa, e que tais variáveis também não estejam entre os regressores da regressão principal.

Neste caso, optamos como restrições de exclusão para a equação de seleção para o setor: *dummies* ocupacionais e de atividade; outros servidores que o i -ésimo indivíduo tem na família; uma *dummy* indicando se o i -ésimo indivíduo é estrangeiro.

Tais restrições parecem fazer sentido pelo seguinte motivo: como estamos modelando o salário apenas para professores, então as *dummies* ocupacionais e de atividade não se fazem necessárias nas regressões salariais; por outro lado, condicionado ao fato de estar trabalhando e em uma determinada atividade ou ocupação, os indivíduos podem se auto selecionar para o setor público ou privado, a depender das idiosincrasias dessas ocupações ou atividades. Também é verdade que há maiores restrições (institucionais ou não) para que estrangeiros ingressem no setor público, a começar pela necessidade de ser aprovado num concurso feito em outro idioma que não o próprio. Por fim, também é natural imaginar que, dada a

maior presença de outros servidores públicos no domicílio, um indivíduo seja mais propenso a participar (ou, ao menos, buscar participar) do funcionalismo público.

Já as restrições para a equação de seleção sobre estar ou não empregado incluem: a renda domiciliar per capita excluindo a renda que o próprio i -ésimo indivíduo gera ao domicílio; o número de crianças com idade menor ou igual a 14 anos no domicílio; *dummies* para indivíduos beneficiários do programa Bolsa-Família ou de outros programas sociais; renda de outras fontes de renda que não o trabalho do i -ésimo indivíduo; desemprego na microrregião do i -ésimo indivíduo; *dummy* para o indivíduo que está aposentado; *dummy* para o chefe da família.

A argumentação favorável à inclusão de tais variáveis na restrição de exclusão é a que se segue. Primeiramente, caso o domicílio de um indivíduo tenha renda per capita elevada sem a sua participação, então o indivíduo pode vir a ser desestimulado a buscar um emprego. O número de crianças também é de elevada importância na decisão de participação (ver, por exemplo [Adda, Dustmann, & Stevens, 2017](#)). Também é verdade beneficiários de programas sociais podem vir a perder os benefícios caso encontrem empregos, de forma que, possivelmente, o recebimento do benefício desencoraje a busca por emprego. Ademais: um indivíduo com renda de outras fontes também vê menos necessidade de trabalhar. Além disso, pode-se imaginar que indivíduos avaliem a decisão de procurar um emprego baseando-se na situação do mercado de trabalho das localidades onde mora, daí a inclusão do desemprego da microrregião como restrição de exclusão. Finalmente, [Tenoury, Shikida, e Nery \(2018\)](#), em seus resultados, mostram impactos relevantes das *dummies* de chefe de família e de estudante sobre a probabilidade de estar ativo ou empregado.

Há também duas variáveis que estão nas duas equações de seleção, mas não estão nas regressões principais, quais sejam: *dummy* caso o i -ésimo indivíduo seja casado; *dummy* caso o i -ésimo indivíduo esteja estudando. A justificativa para a inclusão da primeira baseia-se em [Gronau \(1973\)](#), que traz possíveis mecanismos teóricos que explicam os impactos do fato de estar casado sobre a taxa de participação. Também entendemos que tais mecanismos possam ser ampliados para a escolha do tipo de emprego. Para a segunda, baseamo-nos em [Pastore \(2012\)](#) e [Giannelli e Monfardini \(2003\)](#), que argumentam e trazem evidências que um indivíduo pode adiar sua entrada no mercado de trabalho visando auferir maiores rendimentos futuros.

A estimação do heckprobit dá origem a quatro termos de correção de viés de seleção, quais sejam:

$$\lambda_{i,p_1} = \phi(Z_i\alpha)\Phi\left(\frac{B_i\gamma - \rho Z_i\alpha}{(1 - \rho^2)^{0.5}}\right)F(B_i\gamma; Z_i\alpha; \rho)^{-1}, \quad (7)$$

$$\lambda_{i,s_1} = \phi(B_i\gamma)\Phi\left(\frac{Z_i\alpha - \rho B_i\gamma}{(1 - \rho^2)^{0.5}}\right)F(B_i\gamma; Z_i\alpha; \rho)^{-1}, \quad (8)$$

$$\lambda_{i,p_2} = \phi(Z_i\alpha)\Phi\left(-\frac{B_i\gamma - \rho Z_i\alpha}{(1 - \rho^2)^{0.5}}\right)F(-B_i\gamma; Z_i\alpha; -\rho)^{-1}, \quad (9)$$

$$\lambda_{i,s_2} = -\phi(B_i\gamma)\Phi\left(\frac{Z_i\alpha - \rho B_i\gamma}{(1 - \rho^2)^{0.5}}\right)F(-B_i\gamma; Z_i\alpha; -\rho)^{-1}, \quad (10)$$

onde os dois primeiros termos são para servidores públicos, e os dois últimos são para trabalhadores da iniciativa privada. Tais termos são inseridos como regressores adicionais nas equações estruturais.

2.2 Estimação do Valor Presente do Contrato de Trabalho

Para estimar o Valor Presente do Contrato de Trabalho (VPCT), separamos o procedimento em: Valor Presente do Salário, Valor Presente do FGTS e o Valor Presente da Aposentadoria. Dadas as notáveis diferenças nos benefícios recebidos pelos trabalhadores do setor público e privado, este se torna o componente mais relevante para a abordagem proposta aqui.

Primeiramente, da nossa amostra restringida que utilizamos para estimar o *heckprobit*, retiramos todos aqueles indivíduos que não eram: professores nos ensinos primário, fundamental ou médio, com pelo menos o ensino superior completo, ao menos 20 anos de idade, renda estritamente positiva e empregados com carteira de trabalho assinada, no caso dos professores do setor privado, ou pelo regime jurídico dos funcionários públicos, no caso dos professores do Estado.

Para o Valor Presente dos Salários, primeiramente estimamos regressões salariais³ corrigindo pelos vieses de seleção de se estar na força de trabalho e de se estar no setor público, a partir da metodologia de Heckman (1979) e Heitmueller (2006). Como nossa variável dependente é a renda mensal, não a renda-horária, repadronizamos todos os salários de forma que todos os indivíduos trabalhassem 44 horas semanais.⁴

São estimados salários passados e futuros do indivíduo, desde seus 20 anos até a idade de aposentadoria, fazendo a hipótese de que os indivíduos se aposentam logo que surgir a oportunidade para tal. Incorporamos o adicional de 1/3 de férias e o 13º salário, além de descontarmos a contribuição previdenciária adequada, respeitando o limite do teto do RGPS e o piso, de um salário mínimo.⁵ Isto é: para os professores do setor privado, desconta-se uma alíquota de 8%, caso o salário seja menor do que R\$ 1.040,23; 9%, caso o salário seja maior ou igual a R\$ 1.040,23 e

³Entre os regressores, estão: idade e seu quadrado; *dummies* para branco, morador de região urbana e morador de região metropolitana; *dummy* para professores que têm mestrado e doutorado, bem como uma interação dessa variável com a idade e seu quadrado; renda familiar per capita média da microrregião geográfica do indivíduo.

⁴Para tanto, dividimos o salário pelo número de horas trabalhadas na semana e multiplicamos por 44.

⁵Para o ano de 2010, o teto era de R\$ 3.467,40, enquanto o salário mínimo era de R\$ 510,00.

menor do que R\$1.733,70; e 11%, caso o salário seja maior do que R\$1.733,70 e menor do que o teto do RPGS. Para o setor público: 11%, caso o salário seja menor do que o teto do RGPS. Para ambos os setores, caso o salário seja maior do que o teto do RGPS, desconta-se 11% sobre o teto.

A partir disso é possível fazer o cálculo do Valor Presente do FGTS, utilizando uma taxa de depósito em cima do salário e adicional de férias com sua devida remuneração. O cálculo foi feito, dadas as regras do programa, assumindo um depósito de 8% do salário bruto feito pelo empregador, remunerado a uma taxa de 3% ao ano.

Com a estimação dos salários, também é possível fazer a estimação do Valor Presente da Aposentadoria, levando em consideração as diferenças do sistema previdenciário público e privado. Para os dois setores a estimação é feita com base na média dos 80% maiores salários. A diferença para o setor público consiste na idade mínima de aposentadoria de 50 anos para mulheres e 55 para homens. Já no setor privado, a aposentadoria é por tempo de contribuição, sendo 30 anos para os homens e 25 para as mulheres. Há, ainda, a incidência do fator previdenciário para o setor privado (uma espécie de redutor do valor do benefício para aposentadorias precoces), bem como a possibilidade de servidores públicos se aposentarem recebendo o último salário, caso a média previdenciária calculada seja superior ao teto do RGPS. Para ambos, levamos em conta o 13º benefício pago anualmente. Utilizando o dado de expectativa de sobrevida aos 20 anos, obtido da Tábua de Mortalidade do IBGE do ano de 2010 (ver [IBGE, 2010](#)), assumimos que todos os homens na nossa amostra morrerão aos 73 anos de idade, enquanto todas as mulheres morrerão aos 79 anos de idade. Também assumimos que eles não deixam dependentes ou possíveis beneficiários de pensão por morte, de forma que o benefício é cessado quando o indivíduo morre.

Assim, podemos calcular a soma desses três componentes descontando os fluxos estimados a uma taxa real de juros de 4% ao ano.⁶ Esse é Valor Presente do Contrato de Trabalho (VPCT); matematicamente, é dado pela seguinte fórmula:

$$VPCT_i = \underbrace{\sum_{t=0}^{T_i} \frac{\left(13 + \frac{1}{3}\right) \cdot (1 - \pi_{it}(\hat{w}_{it})) \cdot \hat{w}_{it}}{(1,04)^t}}_{\text{VP dos Salários}} + \underbrace{\left[\sum_{t=T_i+1}^{M_i} \frac{13 \cdot A_i}{(1,04)^t} \right] \cdot \left[\frac{1}{(1,04)^{T_i}} \right]}_{\text{VP da Aposentadoria}} + \underbrace{\frac{VF_i}{(1,04)^{T_i+1}}}_{\text{VP do FGTS}}, \quad (11)$$

⁶Estimativa da taxa real de juros de longo prazo no Brasil baseada no Relatório de Inflação de setembro de 2017 (ver [BCB, 2017](#)).

onde $VPCT_i$ é o Valor Presente do Contrato de Trabalho do i -ésimo indivíduo; T_i é o instante no qual ele se aposenta;⁷ M_i é o número de períodos que ele vive a partir dos 20 anos (ou seja, sua expectativa de sobrevida); A_i é o valor da aposentadoria calculada; \hat{w}_{it} é o salário estimado no instante t ; $\pi_{it}(w_{it})$ é a alíquota de contribuição previdenciária (uma função do salário); e VF_i é o Valor Futuro do FGTS,⁸ dado pela seguinte fórmula:

$$VF_i = \sum_{t=0}^{T_i} \left(13 + \frac{1}{3}\right) \cdot w_{it} \cdot 0,08 \cdot (1,03)^{T_i+1-t}. \quad (12)$$

Além disso, as multiplicações por $13 + 1/3$ e por 13 servem, justamente, para incorporar o 13º salário e benefício previdenciário, bem como o adicional de férias.

Cabe também explicar o cálculo do fator previdenciário, uma das principais diferenças entre as aposentadorias do setor público e privado. O fator previdenciário, como dito anteriormente, é uma espécie de redutor para aposentadorias precoces. A média previdenciária calculada é multiplicada pelo fator e, assim, obtém-se o benefício previdenciário. A fórmula do fator previdenciário é:

$$f_i = \frac{Tc_i \cdot a}{Es_i} \cdot \left[1 + \frac{Id_i + Tc_i \cdot a}{100}\right], \quad (13)$$

onde f_i é o fator previdenciário do i -ésimo indivíduo; Tc_i é o tempo de contribuição dele;⁹ a é a alíquota de contribuição, fixa em 0,31; Es_i é a expectativa de sobrevida do indivíduo à idade de aposentadoria; e Id_i é a idade do indivíduo no momento da aposentadoria.

Aqui, é importante ressaltar que a Es_i não é igual a M_i , por três motivos: primeiramente, M_i é a expectativa de sobrevida aos 20 anos, necessária para o cálculo do VPCT de cada indivíduo. Devemos utilizar M_i para o cálculo do VPCT porque corresponde a quantos períodos adicionais um indivíduo espera viver, dado que tem 20 anos. Mas, no caso do fator previdenciário, a expectativa de sobrevida utilizada é aquela à *idade de aposentadoria*, maior do que M_i . Segundo, M_i é por sexo, enquanto Es_i é a média nacional. Terceiro, para o cálculo de M_i , utilizamos a Tábua de Mortalidade de 2010 produzida pelo IBGE (2010). Contudo, para o cálculo de Es_i , como assumimos que todos os indivíduos começam a trabalhar aos 20 anos em 2010, devemos olhar para a expectativa de sobrevida aos 50 anos para o ano de 2039, no caso dos homens, e para a expectativa de sobrevida aos 45 anos para o ano

⁷Nesse caso, como estamos considerando também o instante 0 (quando o indivíduo tem 20 anos), então T_i é igual ao número de anos que o indivíduo deve contribuir menos 1.

⁸Pelo mesmo motivo anterior, como o indivíduo saca seu FGTS após aposentar-se, então devemos dividir o Valor Futuro do FGTS pelo número de períodos que ele deve contribuir, ou seja, $T_i + 1$.

⁹No caso dos homens, somam-se 5 anos, enquanto para as mulheres são somados 10 anos, de forma que ambos ficam com 35 anos de contribuição.

de 2034, no caso das mulheres. Tais valores, obtidos da Projeção da População feita pelo IBGE (2018), são de 34 anos, para o caso das mulheres, e 30 anos, no caso dos homens.

O VPCT é, então, transformado em um fluxo de pagamentos constantes, que damos o nome de Valor Anual Equivalente (VAE), pela seguinte fórmula:

$$VAE_i = \frac{VPCT_i \cdot 0,04}{1 - 1/(1,04)^{M_i+1}}. \quad (14)$$

Neste caso, a transformação em fluxos anuais não seria necessária, como o foi em Braga et al. (2010), pois estamos analisando toda a trajetória de vida do indivíduo, não apenas os períodos que ele ainda deve viver. Entretanto, optamos por essa transformação para harmonizar nossa metodologia ao resto da literatura, bem como facilitar o entendimento.

2.3 Decomposição de Oaxaca–Blinder

Após a estimação dos VPCTs e do VAEs, os indivíduos foram separados em grupos por sexo e por nível de educação em que ensinam (ensino primário, fundamental e médio), e então realizamos uma decomposição de Oaxaca–Blinder para identificar, por fim, quanto das diferenças dos VAEs médios dos grupos é explicado pelas características individuais, e quanto por fatores setoriais, chegando, então, no conceito de prêmio de contrato de trabalho.

A decomposição de Oaxaca–Blinder (Oaxaca, 1973 e Blinder, 1973) consiste, basicamente, em estimar regressões a seguir para os dois grupos de interesse (no caso, professores das redes pública e privadas), e decompor a diferença dos VAEs médios. Para tanto, modelos o VAE dos indivíduos da seguinte maneira:

$$Y_i = X_i\beta + \theta_p\lambda_{i,p} + \theta_s\lambda_{i,s} + v_i, \quad (15)$$

onde Y_i é o logaritmo natural do VAE do i -ésimo indivíduo e os termos $\lambda_{i,p}$ e $\lambda_{i,s}$ são os termos de correção de viés de seleção de participação e de setor, respectivamente (equações (7) a (10)). As variáveis no vetor de características X_i incluem: idade e seu quadrado; *dummies* para branco, morador de região urbana e morador de região metropolitana; *dummy* para professores que têm mestrado e doutorado, bem como uma interação dessa variável com a idade e seu quadrado; renda familiar per capita média da microrregião geográfica do indivíduo.

Sendo a média dos resíduos igual a zero, podemos decompor tal diferença da seguinte maneira:

$$\bar{Y}^j = \bar{X}^j\beta^j, \quad (16)$$

onde \bar{Y}^j é a média do logaritmo natural do VAE do j -ésimo grupo; \bar{X}^j é um vetor de características do j -ésimo grupo em suas médias; e β^j é um vetor de coeficientes do j -ésimo grupo. Após manipulações algébricas, e já considerando a correção do

viés de seleção utilizando a metodologia de Heckman (1979) e Heitmueller (2006), podemos definir a diferença dos VAEs médios entre os dois setores como:

$$\bar{Y}_{pu} - \bar{Y}_{pr} = (\bar{X}_{pu} - \bar{X}_{pr})\beta_{pr} + (\beta_{pu} - \beta_{pr})\bar{X}_{pu} + \left(\theta_{p,pu}\bar{\lambda}_{p,pu} - \theta_{p,pr}\bar{\lambda}_{p,pr} \right) + \left(\theta_{s,pu}\bar{\lambda}_{s,pu} - \theta_{s,pr}\bar{\lambda}_{s,pr} \right), \quad (17)$$

onde o termo $(\bar{X}_{pu} - \bar{X}_{pr})\beta_{pr}$ corresponde à parte da diferença total explicada pelas características; $(\theta_{p,pu}\bar{\lambda}_{p,pu} - \theta_{p,pr}\bar{\lambda}_{p,pr})$ é a contribuição do viés de seleção proveniente da decisão de participação; $(\theta_{s,pu}\bar{\lambda}_{s,pu} - \theta_{s,pr}\bar{\lambda}_{s,pr})$ é a contribuição do viés de seleção proveniente da decisão de setor; e $(\beta_{pu} - \beta_{pr})\bar{X}_{pu}$ corresponde à parcela dita “não-explicada”, uma medida de prêmio ou penalidade salarial, interpretada como a diferença entre quanto os professores da rede pública ganham a mais por terem suas características remuneradas como servidores vis-à-vis como trabalhadores do setor privado.

3. Resultados

3.1 Estatísticas descritivas

A Tabela 1 mostra algumas estatísticas descritivas para nossa amostra de professores homens. Notamos que, em todos os níveis de ensino, os professores do setor privado são muito diferentes daqueles do setor público. Por exemplo: uma parcela maior daqueles no setor privado tem mestrado e doutorado, percentual esse que chega a 26% no caso dos professores de ensino médio do setor privado. Professores brancos são maioria em todos os setores e níveis de ensino, com exceção dos professores de ensino primário no setor público. Também notamos que, na média, os professores do setor privado moram em microrregiões mais ricas do que os professores do ensino público, além de, na média, estarem mais presentes em regiões metropolitanas de Minas Gerais: os professores do setor privado que lecionam no ensino médio, por exemplo, trabalham em microrregiões com renda familiar per capita média de R\$811,30, enquanto professores do ensino primário no setor público lecionam em áreas com renda familiar per capita média de apenas R\$535,70.

Como mostra a Tabela 2, os padrões que observamos para os professores também valem para as professoras. O setor privado tem maior prevalência de professoras com mestrado e doutorado, particularmente no ensino médio. Também é verdade que, no ensino médio desse setor, 71% das professoras são brancas, contra 53% no ensino primário do setor público. Ademais, as professoras do ensino privado estão mais concentradas em regiões metropolitanas do que no ensino público, o que sugere uma maior atuação do Estado em áreas mais pobres e mais afastadas dos grandes centros.

Tabela 1. Estatísticas descritivas para professores, por setor e nível de ensino

Variável	Ensino primário		Ensino fundamental		Ensino médio	
	Público	Privado	Público	Privado	Público	Privado
Idade	39,60	40,20	39,60	38,70	41,80	39,80
Mestrado/Doutorado (Sim = 1)	0,08	0,10	0,06	0,04	0,12	0,26
Branco (Sim = 1)	0,46	0,62	0,51	0,63	0,59	0,74
Renda familiar per capita média da microrregião (em R\$)	535,70	663,80	703,80	859,80	698,10	811,30
Morador de região urbana (Sim = 1)	0,93	0,96	0,95	0,98	0,96	0,99
Morador de região metropolitana (Sim = 1)	0,17	0,36	0,35	0,57	0,27	0,36
Observações	151	74	799	323	587	284

Nota: Pesos amostrais utilizados na análise.

Fonte: IBGE – Censo Demográfico 2010. Cálculos dos autores.

Tabela 2. Estatísticas descritivas para professoras, por setor e nível de ensino

Variável	Ensino primário		Ensino fundamental		Ensino médio	
	Público	Privado	Público	Privado	Público	Privado
Idade	40,80	38,20	41,60	39,60	42,00	40,60
Mestrado/Doutorado (Sim = 1)	0,02	0,02	0,02	0,03	0,05	0,14
Branco (Sim = 1)	0,53	0,62	0,56	0,67	0,63	0,71
Renda familiar per capita média da microrregião (em R\$)	601,30	718,30	686,00	791,20	656,20	755,60
Morador de região urbana (Sim = 1)	0,93	0,96	0,95	0,97	0,94	0,96
Morador de região metropolitana (Sim = 1)	0,19	0,32	0,30	0,40	0,18	0,30
Observações	2.329	1.108	7.474	2.649	2.095	726

Nota: Pesos amostrais utilizados na análise.

Fonte: IBGE – Censo Demográfico 2010. Cálculos dos autores.

Agora, apresentamos as médias dos VAEs por setores. A [Figura 3](#) revela que os professores do ensino privado, em qualquer nível de ensino, têm VAEs médios maiores do que os professores do ensino público. Na média, um professor do ensino primário no setor privado tem um Valor Anual Equivalente cerca de 49% maior que do um professor do ensino público (R\$ 36.462,00 contra R\$ 24.513,00). Já os professores do setor privado que lecionam no ensino médio têm um VAE médio de R\$ 38.335,00, 29% maior do que o VAE médio de R\$ 29.762,00 do setor público. Finalmente, no ensino fundamental, a diferença é de 10%: os professores nesse nível de ensino do setor privado têm Valor Anual Equivalente médio de R\$ 31.345,00, contra R\$ 28.524,00 no setor público.

Para as mulheres, a situação se inverte no ensino primário e fundamental: a [Figura 4](#) mostra que as professoras do setor público têm VAE médio de cerca de R\$ 21.242,00 no ensino primário e R\$ 23.721,00 no ensino fundamental, enquanto as professoras do setor privado têm VAEs médios de R\$ 19.585,00 e R\$ 21.884,00 nesses dois setores, respectivamente. Em ambos os casos, a diferença do setor privado para o setor público é de -8%. Já no ensino médio, existe uma ligeira vantagem de 7% das professoras do ensino privado: VAE médio de R\$ 26.611,00, contra R\$ 24.851,00 no setor público.

Todavia, analisar apenas os VAEs médios não é muito informativo e, pelo contrário, poderia levar a conclusões equivocadas. Como mostraremos a seguir, a vantagem que os professores do setor privado, especialmente os homens, aparentam ter sobre suas contrapartes no setor público desaparece ao decompor essa diferença e levarmos em conta possíveis vieses de seleção, tornando-se favorável ao setor público.

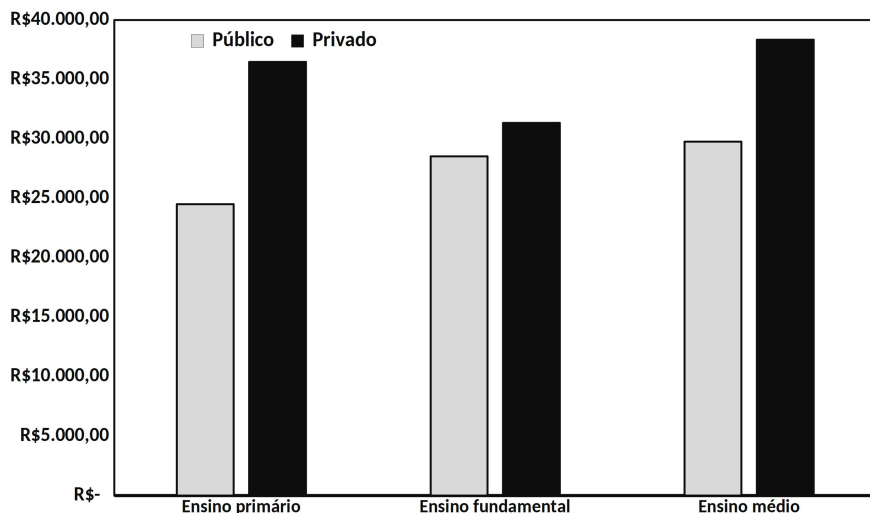
3.2 Prêmio contratual

A [Figura 5](#) traz as estimativas dos prêmios contratuais para os homens, por nível de ensino no qual lecionam. Observamos um prêmio de 90% entre aqueles no ensino primário, e 73%, para aqueles do ensino fundamental. No ensino médio, estimamos um prêmio menor, mais ainda notável, de 27,2%. Significa dizer que, ao longo da carreira, esses profissionais têm um contrato melhor no setor público do que teriam caso estivessem no setor privado.

Para as mulheres, os resultados são mais intrigantes, como mostra a [Figura 6](#): entre aquelas que lecionam nos ensinos primário e médio, encontramos prêmios *negativos*, isto é, contratos piores do que aqueles que se obteriam no setor privado: cerca de -0,9%, para as mulheres do ensino primário, e cerca de -5,7%, para as professoras do ensino médio. Por outro lado, observamos um prêmio robusto de 54,5% para as professoras do ensino fundamental.

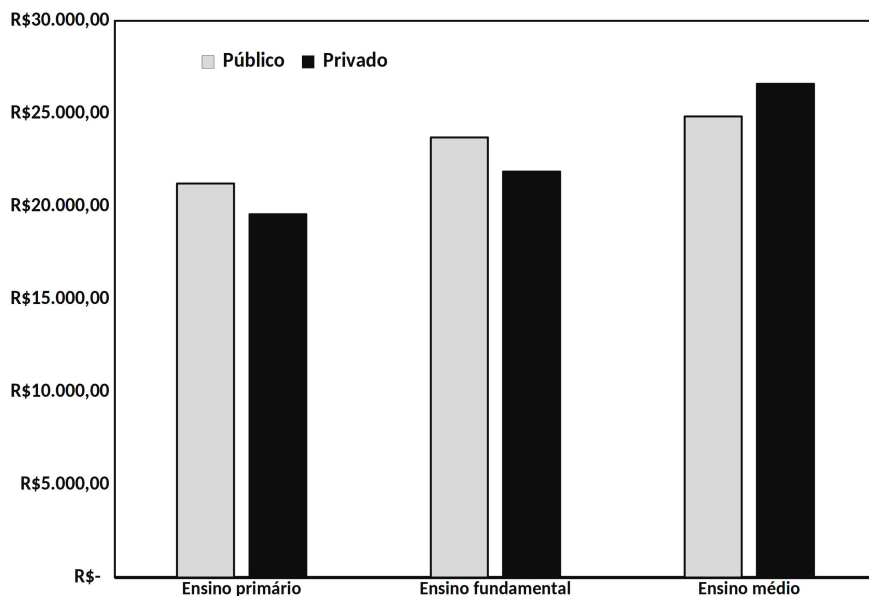
3.3 Contrafactual: E se as regras de aposentadoria fossem iguais?

As figuras 7, 8 e 9 mostram os resultados do exercício contrafactual que realizamos.



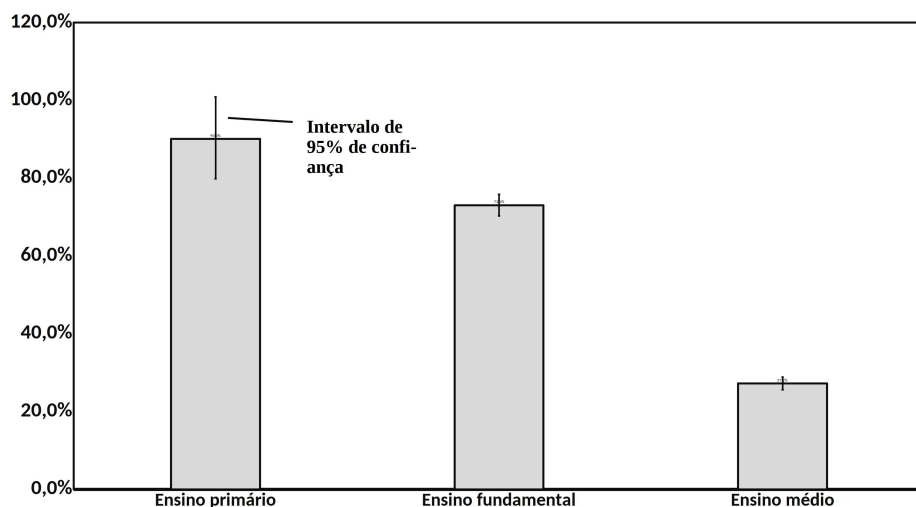
Fonte: Censo Demográfico IBGE - 2010. Notas: 1) VAE = Valor Anual Equivalente

Figura 3. VAE anual médio de professores de Minas Gerais para homens – 2010 (em reais, por setor e nível de ensino)



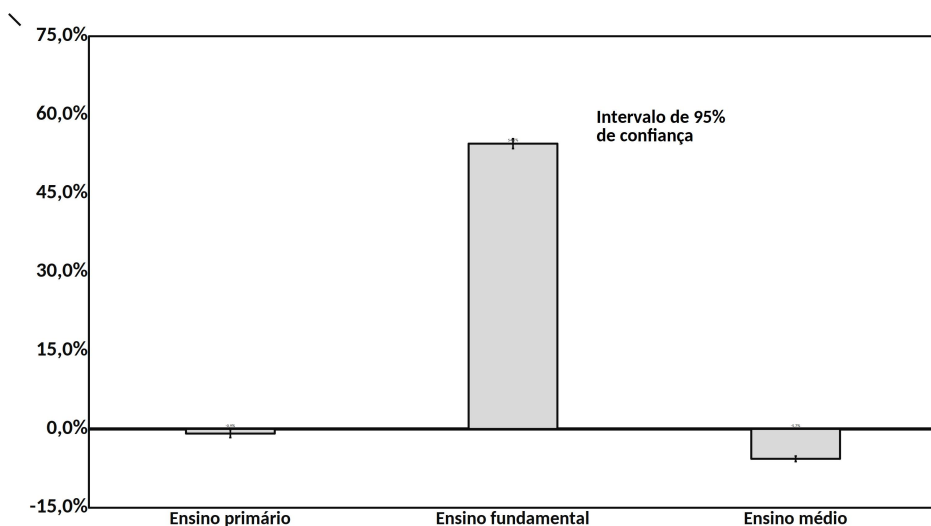
Fonte: Censo Demográfico IBGE - 2010. Notas: 1) VAE = Valor Anual Equivalente

Figura 4. VAE anual médio de professores de Minas Gerais para mulheres – 2010 (em reais, por setor e nível de ensino)



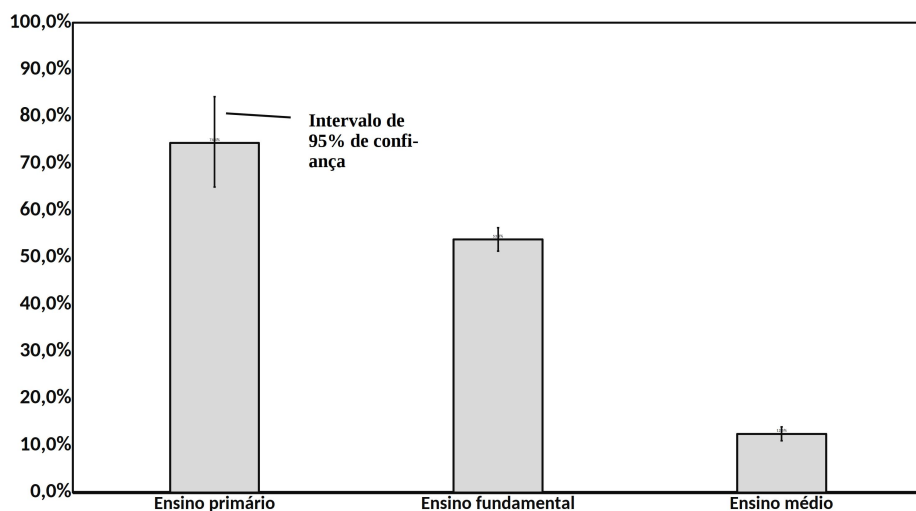
Fonte: Censo Demográfico IBGE - 2010. Cálculos dos autores. Notas: 1) VAE = Valor Anual Equivalente. 2) Prêmio corrigido pelo viés de seleção. 3) Resultado de uma decomposição de Oaxaca-Blinder

Figura 5. Prêmio contratual público-privado em Minas Gerais para homens – 2010 (como % do VAE dos professores da iniciativa privada, por nível de ensino)



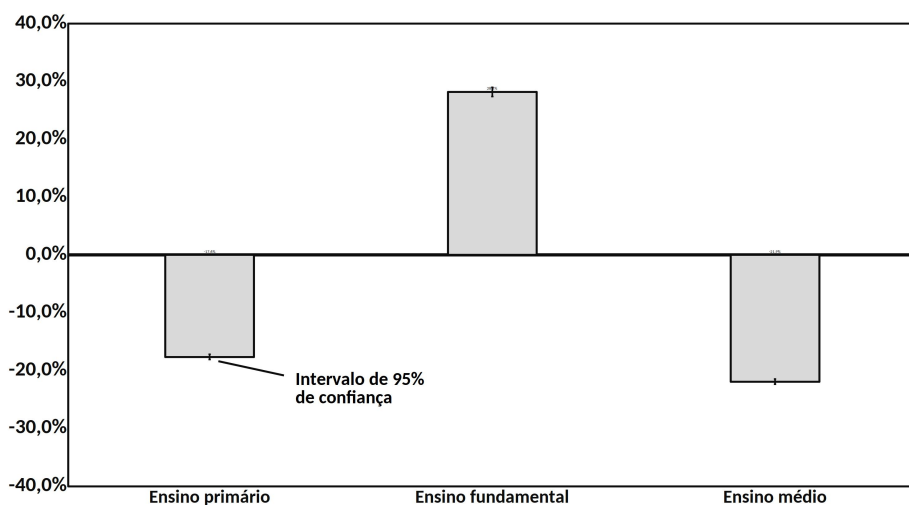
Fonte: Censo Demográfico IBGE - 2010. Cálculos dos autores. Notas: 1) VAE = Valor Anual Equivalente. 2) Prêmio corrigido pelo viés de seleção. 3) Resultado de uma decomposição de Oaxaca-Blinder

Figura 6. Prêmio contratual público-privado em Minas Gerais para mulheres – 2010 (como % do VAE dos professores da iniciativa privada, por nível de ensino)



Fonte: Censo Demográfico IBGE - 2010. Cálculos dos autores. Notas: 1) VAE = Valor Anual Equivalente. 2) Prêmio corrigido pelo viés de seleção. 3) Resultado de uma decomposição de Oaxaca-Blinder

Figura 7. Prêmio contrafactual público-privado em Minas Gerais para homens – 2010 (como % do VAE dos professores da iniciativa privada, por nível de ensino)



Fonte: Censo Demográfico IBGE - 2010. Cálculos dos autores. Notas: 1) VAE = Valor Anual Equivalente. 2) Prêmio corrigido pelo viés de seleção. 3) Resultado de uma decomposição de Oaxaca-Blinder

Figura 8. Prêmio contrafactual público-privado em Minas Gerais para mulheres – 2010 (como % do VAE dos professores da iniciativa privada, por nível de ensino)

Nele, igualamos as regras de Previdência (ou seja, contribuição, cálculo do benefício, idade mínima exigida) dos servidores públicos àquelas dos trabalhadores do setor privado. Então, recalculamos os prêmios com essas novas estimativas. Por construção, apenas as estimativas dos VAEs dos servidores públicos se alteram, enquanto, para o setor privado, as estimativas permanecem iguais.

A Figura 7 mostra uma redução expressiva do prêmio contratual ao igualarmos as regras de aposentadoria: os professores do ensino primário e fundamental, que antes tinham prêmios de 90% e 73%, respectivamente, vêem suas vantagens contratuais se reduzirem para 74,4%, no caso daqueles, e 53,8%, para estes, enquanto os professores que lecionam no ensino médio experimentam uma redução de 27,2% para 12,5%.

Já a Figura 8 mostra que as professoras do ensino primário antes tinham uma penalidade média de -0,9%, agora experimentam penalidade média de -17,6%. Entre as professoras do ensino médio, a penalidade de -5,7% torna-se de -21,9%. Finalmente, para as professoras do ensino fundamental, observa-se uma redução à metade do prêmio contratual, para 28,2%.

Finalmente, a Figura 9 mostra a distribuição dos VAEs preditos para todos os professores (de ambos os setores) caso fossem remunerados como no setor público, no setor privado e no cenário contrafactual.¹⁰ Primeiramente, é notável a diferença entre a distribuição dos VAEs caso todos fossem remunerados como no setor privado e a distribuição caso fossem remunerados como no setor público.

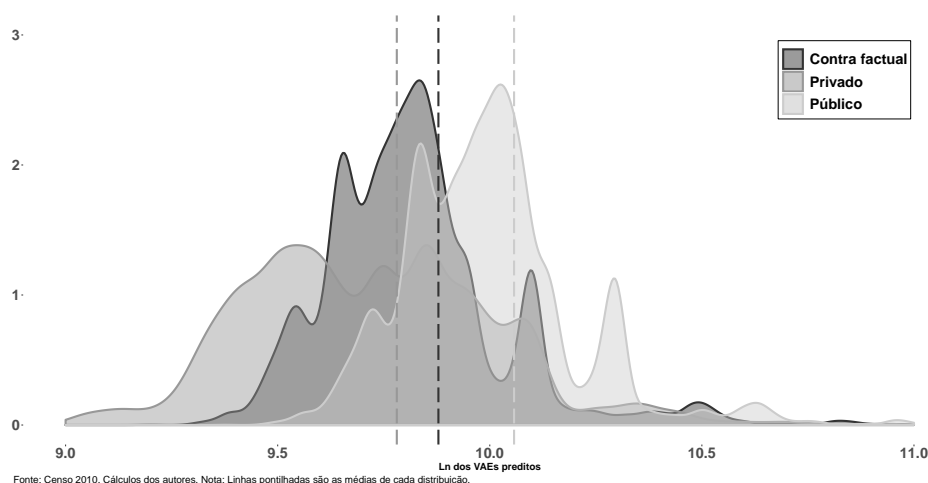


Figura 9. Distribuição dos Ln dos VAEs preditos para professores em Minas Gerais – 2010 (densidade, por setor)

¹⁰ Aqui, é importante ressaltar que tal Figura é resultado de regressões *por sexo e por nível de ensino no qual se leciona*, não de uma regressão geral para servidores públicos contra outra para trabalhadores do setor privado.

Contudo, ainda mais interessante é o deslocamento da distribuição quando igualamos as regras de aposentadoria: a diferença média, antes de 31,8%, passa a ser de apenas 10,3%. Isso sugere que as generosas regras de Previdência dos servidores estão por trás do prêmio contratual, de tal sorte que, e seguindo o mecanismo teórico proposto por [Holmlund \(1993\)](#),¹¹ é possível que tais diferenças de regras também estejam por trás da decisão de participação no setor público dessa categoria, como também encontrado em [Heitmueller \(2006\)](#).

4. Conclusões

Este artigo estudou a influência das diferenças nas regras de aposentadoria sobre o prêmio contratual dos professores do setor público em Minas Gerais. Optou-se por esse estado por se tratar de um ente em situação de asfixia financeira, cujo gasto com pessoal beira 80% da sua Receita Corrente Líquida (RCL).

Para tanto, lançamos mão do conceito do Valor Presente do Contrato de Trabalho (VPCT), como em [Braga et al. \(2010\)](#), bem como em [Barbosa Filho et al. \(2009\)](#). Ainda, transformamos esse estoque, o VPCT, num fluxo de pagamentos constantes, criando o conceito do Valor Anual Equivalente (VAE).

Utilizando dados do Censo Demográfico de 2010, estimamos o prêmio contratual público-privado pela metodologia de Oaxaca–Blinder ([Oaxaca, 1973](#) e [Blinder, 1973](#)), corrigindo dois vieses de seleção pela metodologia de [Heckman \(1979\)](#) e [Heitmueller \(2006\)](#): o primeiro, resultado de uma seleção não-aleatória para o mercado de trabalho; o segundo, proveniente de uma seleção também não aleatória para o setor público. Este artigo inova ao corrigir os vieses supracitados, já que eram ignorados pela literatura nacional até o momento, de tal sorte que os resultados previamente encontrados por outros autores podem e provavelmente se modificariam caso esses vieses fossem levados em consideração.

Nossos resultados indicam que existe um prêmio contratual expressivo para professores do setor público, chegando a 90%, para homens nos ensinos primário, 73% para homens lecionando no ensino fundamental, e de aproximadamente 27,2% para homens trabalhando no ensino médio, bem como 54,5% para mulheres professoras no ensino fundamental. Por outro lado, há prêmios negativos (i.e., uma vantagem para o setor privado) entre as mulheres que lecionam no ensino médio (−5,7%) e no ensino primário (−0,9%).

¹¹Segundo o arcabouço teórico proposto por [Holmlund \(1993\)](#), por serem um grupo melhor organizado, os servidores podem, através de seus sindicatos, pressionar o governo por aumentos salariais, sem levar em conta os impactos sobre os trabalhadores do setor privado (em geral, maior tributação e/ou redução da provisão de serviços por parte do Estado), gerando a diferença salarial entre os setores. Para ligarmos esse mecanismo ao que estamos estudando, basta apenas adicionar a hipótese de que os servidores preocupam-se não apenas com os salários, mas sim com todo o contrato de trabalho (salários e Previdência); hipótese esta de maneira alguma heróica ou restritiva.

Realizamos um exercício contrafactual que consiste em igualar as regras de cálculo de benefício, idade mínima e contribuição do setor público àquelas observadas no setor privado, reestimar os VAEs e os prêmios contratuais. Tal exercício revelou que a Previdência está por trás de boa parte do prêmio contratual público-privado nessa categoria: sob as mesmas regras, professores homens do ensino primário, fundamental e médio observaram seus prêmios contratuais serem reduzidos para 74,4%, 53,8% e 12,5%, respectivamente. Já as professoras do ensino fundamental observaram seu prêmio contratual diminuir para 28,2%. Finalmente, professoras do ensino primário e médio experimentaram, com a mudança de regras, uma *desvantagem* contratual, de -17,6% e -21,9%, respectivamente. Ao compararmos as diferenças médias de VAEs caso todos os professores fossem remunerados como no setor público, como no setor privado e no caso contrafactual, observamos uma queda do prêmio contratual de 31,8% para 10,3%.

A principal contribuição à literatura, além de corrigir os vieses de seleção de participação na força de trabalho e escolha de setor, é trazer estimativas do impacto das diferenças nas regras de Previdência do setor público em relação ao setor privado sobre o diferencial contratual entre esses setores. Num momento em que se discutem possíveis mudanças de regras de aposentadoria de servidores dos entes subnacionais, bem como mudanças na estrutura fiscal desses entes, nossas estimativas podem trazer luz ao debate acerca do dispêndio com funcionalismo ativo e inativo e seus impactos sobre o orçamento dos estados.

Referências bibliográficas

- Adda, J., Dustmann, C., & Stevens, K. (2017). The career costs of children. *Journal of Political Economy*, 125(2), 293–337. <http://dx.doi.org/10.1086/690952>
- Antón, J.-I., & Bustillo, R. M. d. (2015). Public-private sector wage differentials in Spain: An updated picture in the midst of the Great Recession. *Investigación Económica*, 74(292), 115–157. <http://dx.doi.org/10.1016/j.inveco.2015.08.005>
- Barbosa Filho, F. d. H., Pessoa, S. d. A., & Afonso, L. E. (2009). Um estudo sobre os diferenciais de remuneração entre os professores das redes pública e privada de ensino. *Estudos Econômicos*, 39(3), 597–628. <http://dx.doi.org/10.1590/S0101-41612009000300006>
- BCB. (2017, setembro). *Relatório de inflação: Setembro 2017* (Relatório técnico N° 19(3)). Brasília, DF: Banco Central do Brasil. <https://www.bcb.gov.br/publicacoes/ri/201709>
- Belluzzo, W., Anuatti-Neto, F., & Pazello, E. T. (2005). Distribuição de salários e o diferencial público-privado no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 59(4), 511–533. <http://dx.doi.org/10.1590/S0034-71402005000400001>
- Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *The Journal of Human Resources*, 8(4), 436–455. <http://dx.doi.org/10.2307/144855>

- Braga, B., Firpo, S. P., & Gonzaga, G. M. (2010). Escolaridade e o diferencial de rendimentos entre o setor privado e o setor público no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 39(3), 431–464. <http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/3342>
- Castro, F. d., Salto, M., & Steiner, H. (2013, outubro). *The gap between public and private wages: New evidence for the EU* (Economic Papers N° 508). Bruxelas, Bélgica: European Commission, Directorate General Economic and Financial Affairs. <http://dx.doi.org/10.2765/54811>
- Dickson, M., Postel-Vinay, F., & Turon, H. (2014). The lifetime earnings premium in the public sector: The view from Europe. *Labour Economics*, 31, 141–161. <http://dx.doi.org/10.1016/j.labeco.2014.07.015>
- Foguel, M. N., Gill, I., Mendonça, R., & Barros, R. P. d. (2000). The public-private wage gap in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 54(4), 433–472. <http://dx.doi.org/10.1590/S0034-71402000000400003>
- Giannelli, G. C., & Monfardini, C. (2003). Joint decisions on household membership and human capital accumulation of youths: The role of expected earnings and local markets. *Journal of Population Economics*, 16(2), 265–285. <https://www.jstor.org/stable/20000189>
- Gronau, R. (1973). The intrafamily allocation of time: The value of the housewives' time. *The American Economic Review*, 63(4), 634–651. <https://www.jstor.org/stable/1808854>
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1), 153–161. <http://dx.doi.org/10.2307/1912352>
- Heitmueller, A. (2006). Public-private sector wage differentials in Scotland: An endogenous switching model. *Journal of Applied Economics*, 9(2). <http://dx.doi.org/10.1080/15140326.2006.12040649>
- Holmlund, B. (1993). Wage setting in private and public sectors in a model with endogenous government behavior. *European Journal of Political Economy*, 9(2), 149–162. [http://dx.doi.org/10.1016/0176-2680\(93\)90016-N](http://dx.doi.org/10.1016/0176-2680(93)90016-N)
- IBGE. (2010). *Tábua de Mortalidade*. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.
- IBGE. (2018). *Projeções da população do Brasil e unidades da federação por sexo e idade: 2010–2060*.
- Maczulskij, T. (2013). Public–private sector wage differentials and the business cycle. *Economic Systems*, 37(2), 284–301. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ecosys.2012.10.002>
- MF/INSS/Dataprev. (2017). *Anuário Estatístico da Previdência Social*. Brasília: MF, Secretaria de Previdência. <http://sa.previdencia.gov.br/site/2019/04/AEPS-2017-abril.pdf> (vol. 24)
- Mizala, A., Romaguera, P., & Gallegos, S. (2011). Public–private wage gap in Latin America (1992–2007): A matching approach. *Labour Economics*, 18(S1), S115–S131. <http://dx.doi.org/10.1016/j.labeco.2011.08.004>
- Morikawa, M. (2016). A comparison of the wage structure between the public and private sectors in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 39, 73–90. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jjie.2016.01.004>

- Oaxaca, R.** (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14(3), 693–709. <http://dx.doi.org/10.2307/2525981>
- Pastore, F.** (2012). To study or to work? Education and labour market participation of young people in Poland. *Eastern European Economics*, 50(3), 49–78. <https://www.jstor.org/stable/41719702>
- Tenoury, G. N., & Menezes, N.** (2017). *A evolução do diferencial salarial público-privado no Brasil* (Insper Policy Paper Nº 29). Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.
- Tenoury, G. N., Shikida, C., & Nery, P. F.** (2018). *Probabilidade de desemprego por faixa etária: Implicações para idade mínima e políticas de emprego* (Texto para Discussão Nº 253). Brasília, DF: Senado Federal, Nucleo de Estudos e Pesquisas da Consultoria Legislativa. <https://www12.senado.leg.br/publicacoes/estudos-legislativos/tipos-de-estudos/textos-para-discussao/td253/view>
- Van de Ven, W. P. M. M., & Van Praag, B.** (1981). The demand for deductibles in private health insurance: A probit model with sample selection. *Journal of Econometrics*, 17(2), 229–252. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(81\)90028-2](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(81)90028-2)