

# Diferencial salarial público-privado: Uma análise em painel de dados com a PNAD contínua entre 2016-2019<sup>♦</sup>

Enlison Mattos<sup>1</sup>

Matheus Ribeiro Sonoda<sup>2</sup>

Marcos Vinicio Wink Junior<sup>3</sup>

## Resumo

O presente artigo estima o diferencial salarial entre funcionários dos setores público e privado de 2016 a 2019, utilizando a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio Contínua. Para avaliação do prêmio salarial, foram utilizados (i) regressões por mínimos quadrados e a decomposição por Oaxaca-Blinder convencional e (ii) análise em painel de efeitos fixos, considerando uma extensão do modelo de Oaxaca-Blinder para modelos em painel. Na metodologia transversal foi encontrada uma diferença de 62,3% favorável ao funcionário público, sendo que 75% possui explicação por variáveis observáveis. Os outros 25% representam efeitos de variáveis não observadas, ou seja, um diferencial não explicado de, aproximadamente, 12%. Já, quando consideramos os dados em painel, nossa decomposição aponta que 73% deste diferencial é explicado por efeitos fixos, 18% por características dos agentes e apenas 11% representado por variáveis não observáveis, o que implica um diferencial não explicado de aproximadamente 6%. Os resultados ainda indicam um aumento no percentual não explicado do diferencial ao longo do tempo.

## Palavras-chave

Diferença salarial, Efeitos fixos, Efeitos aleatórios, Oaxaca-Blinder.

<sup>♦</sup> Enlison Mattos: Agradeço o apoio financeiro do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) - através da bolsa de produtividade e Pesquisa 1C - 301654-2019-0

<sup>♦♦</sup> Marcos Vinicio Wink Junior: Agradeço à Fundação de Amparo à Pesquisa e Inovação do Estado de Santa Catarina (FAPESC) pelo apoio financeiro.

<sup>1</sup> Professor – Fundação Getúlio Vargas, Escola de Economia de São Paulo (FGV/EESP) – End: Rua Itapeva, 474, Bela Vista – São Paulo-SP – Brasil – CEP 01332-000 – E-mail: [enlison.mattos@fgv.br](mailto:enlison.mattos@fgv.br)  
ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7351-1280>.

<sup>2</sup> Mestre em Economia – Fundação Getúlio Vargas, Escola de Economia de São Paulo (FGV/EESP).  
End: Rua Itapeva, 474, Bela Vista, São Paulo - SP – Brasil – CEP 01332-000 – E-mail: [matheursonoda@gmail.com](mailto:matheursonoda@gmail.com) – ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6998-5800>.

<sup>3</sup> Professor – Universidade do Estado de Santa Catarina, Centro de Ciências da Administração e Socioeconômicas (Esag/UDESC) – End: Avenida Madre Benvenuta 2037 - Florianópolis, SC, CEP 88035-001 – Brasil – E-mail: [marcos.winkjunior@udesc.br](mailto:marcos.winkjunior@udesc.br) – ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2206-5211>.

Recebido: 01/03/2021. Aceito: 24/02/2022.

Editor Responsável: Fábio Waltenberg



Esta obra está licenciada com uma Licença Creative Commons Atribuição-Não Comercial 4.0 Internacional.

## Abstract

This article estimates the wage differential between public and private sector employees from 2016 to 2019 using the Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua. To evaluate the premium, we apply (1) regressions by least squares and the decomposition by conventional Oaxaca-Blinder and (2) a panel analysis regressed by fixed and random effects and the decomposition by an extension of the Oaxaca-Blinder model to panel models. In the cross-sectional methodology, a difference of 62.3 % favorable to the civil servant was found, with 75 % explained by observable variables. The other 25 % represent effects of unobserved variables, that is, an unexplained differential of approximately 12%. When considering the panel data, our decomposition points out that 73% of this differential is explained by fixed effects, 18% by agent characteristics and only 11% represented by unobservable variables representing a difference of approximately 6%. The results still indicate an increase in the unexplained percentage of the differential over time.

## Keywords

Salary difference, Fixed effects, Random effects, Oaxaca-Blinder.

## JEL Classification

J45; J31 and J21

## 1. Introdução

A crise fiscal e o desemprego brasileiro trazem novamente ao debate a folha salarial dos funcionários públicos, tema que volta a ser amplamente discutido pela mídia, academia e governos. Em geral, funcionários públicos recebem salários maiores que funcionários do setor privado. Parte dessa diferença é devida às características da força de trabalho. Entretanto, mesmo quando comparados apenas trabalhadores igualmente produtivos, a diferença de remuneração ainda persiste (Foguel *et al.* 2000). Alguns fatores são levantados pela literatura para explicar esse fenômeno. Entre eles, destacam-se o maior poder de barganha dos empregados públicos e de seus sindicatos (Gregory e Borland 1999; Córdoba, Pérez e Torres 2012) e a diferença das funções objetivos entre os setores (Depalo, Giordano e Papapetrou 2015).

Maior prêmio aos trabalhadores do setor público, seja por meio de maiores salários, seja por outros benefícios, pode acarretar diversas consequências à economia, como, por exemplo, déficit fiscal e ineficiência produtiva. Nesse sentido, Cavalcanti e Santos (2021) estudam a distorção de escolhas

ocupacionais causada pelo prêmio do setor público (*misallocation*) e seu efeito sobre a produtividade e o produto da economia brasileira. Segundo as estimações realizadas pelos autores, reduções dos diferenciais de salários e dos benefícios previdenciários aumentariam o produto de longo prazo da economia.

No Brasil, segundo dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) de 2019, cerca de 12,5% dos trabalhadores são funcionários públicos. Embora esse percentual seja estável nos últimos anos (12,4% em 2016, por exemplo), ele não é homogêneo entre as regiões brasileiras. Regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste têm percentuais maiores (16%, 14,8% e 14,9%, respectivamente), enquanto as regiões Sul e Sudeste têm números menores (11% e 10,7%). Com relação ao nível federativo, observa-se que a maior parte (aproximadamente 54%) trabalhava na esfera municipal, seguido pela esfera estadual (31%) e, por último, esfera federal (15%). Dado o tamanho deste grupo de trabalhadores e os possíveis impactos econômicos associados, estudar o diferencial de salários entre funcionários públicos e privados no Brasil é de fundamental importância.

O presente trabalho busca contribuir com essa literatura inovando em três diferentes aspectos. O primeiro - e mais importante - é o pioneirismo em utilizar a estrutura em painel da PNADC para estudar os diferenciais salariais entre funcionários dos setores público e privado. Isto permite considerar aqueles trabalhadores que trocam de regime, mantendo fixas todas as características dos indivíduos. Diferentemente dos dados utilizados no trabalho de Emilio, Ponczek e Botelho (2012), que estuda o diferencial de salários a partir de informações longitudinais de seis regiões metropolitanas brasileiras, a PNADC é uma pesquisa nacional com amostra coletada em 1.100 municípios. Esta abrangência da base de dados possibilita mensurar de maneira mais ampla e confiável o diferencial de salários, especialmente devido ao perfil municipal do funcionalismo público no Brasil. Uma segunda contribuição deste trabalho é comparar trabalhadores do setor privado com trabalhadores do setor público, sejam estes celetistas ou estatutários. Por fim, uma terceira contribuição diz respeito às difundidas discussões sobre a necessidade de reformas no setor público. Ao utilizarmos os dados mais recentes, é possível aproximar o eventual diferencial de salários com a realidade atual.

A literatura empírica sobre o diferencial salarial entre o setor público e o privado é extensa e se utiliza de diversas metodologias e fontes de dados.

Por exemplo, para dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), Vaz e Hoffmann (2007) trabalham na decomposição por Oaxaca-Blinder, enquanto Foguel *et al.* (2000) utilizam regressões com salário controlado. Na maior parte dos casos, as evidências são de que há diferenciais positivos para os funcionários do setor público, em detrimento dos funcionários do setor privado. A explicação encontrada dentro da literatura está associada aos níveis de estudo e experiência desses funcionários (Braga, Firpo e Gonzaga 2008; Vaz e Hoffmann 2007; Foguel *et al.* 2000). No entanto, estudos mais recentes avaliam que existe não só um aumento do diferencial salarial, mas também do prêmio puro para o setor público. A maior restrição destes estudos no Brasil é a disponibilidade de informações. Em geral, esses trabalhos são conduzidos a partir de dados *cross section*. A exceção é o trabalho de Emilio, Ponczek e Botelho (2012), que explora a estrutura de painel dos dados da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) do IBGE.

O intuito desta pesquisa é estimar se existe diferenciação salarial entre trabalhadores públicos e privados (CLT); e, ainda, decompor o eventual prêmio em parte explicada, dependente das variáveis observáveis, e em parte não explicada, que representa o prêmio pelo simples fato de o funcionário pertencer a um determinado regime. Para isso, avaliaremos se existe prêmio salarial, tanto do ponto de vista transversal (*cross section*) quanto longitudinal (dados em painel), como forma de identificar o potencial prêmio não explicado, controlando os efeitos fixos (características invariáveis) dos agentes no tempo. Somente com essa abordagem é possível corroborar, tanto os estudos anteriores sobre as características que explicam o diferencial salarial, quanto avançar nas questões que representam o prêmio (não explicado). Busca-se, portanto, avançar na literatura nacional, com a utilização de uma ampla e recente base de dados, agregando explicações do potencial de diferencial salarial, através da decomposição de Oaxaca-Blinder para metodologias em painel, e eliminando o impacto dos efeitos fixos dentro da análise do prêmio.

Este estudo encontra a existência de um diferencial salarial incondicional positivo em favor dos funcionários do setor público na ordem de 62% para os anos de 2016 a 2019, usando dados da PNAD Contínua. Nota-se, ainda, que esse diferencial continua sendo explicado pela educação e experiência dos funcionários públicos. Adicionalmente, observa-se que, ao longo do tempo, a parte não explicada do prêmio vem aumentando. Quando comparado à metodologia em painel, encontra-se um diferencial salarial

positivo para os funcionários públicos, porém observa-se que apenas 11% do diferencial não pode ser explicado, resultando em um diferencial não explicado da ordem de 6%, quando da inclusão da variável de efeito fixo.

O trabalho está dividido da seguinte forma: na segunda seção, discute-se as literaturas internacional e nacional a respeito do tema. A terceira seção apresenta a base de dados utilizada, com foco na composição do mercado formal de trabalho, desde aqueles condicionados ao gênero, setores de atuação, bem como funções de cada indivíduo. A seção seguinte apresenta as estratégias empíricas consideradas no estudo. A quinta seção apresenta e discute os resultados encontrados, tanto nas metodologias *cross section* quanto nas mais recentes avaliações em painel. A sexta seção mostra os resultados dos exercícios de checagem de robustez. Por fim, a última seção expõe as conclusões.

## 2. Revisão da literatura

Os preços de uma sociedade são dados de formas diferentes entre os países, o que inclui os salários e os serviços privados e públicos. A partir de Bös (1985), entende-se que os preços públicos se referem aos bens fornecidos à sociedade pelo Estado, cuja inexistência resulta em colapso da economia daquela sociedade, e que a distribuição desses bens, assim como a maximização da utilidade deles, diverge entre os países. Desse modo, o tamanho do setor público de um país dependerá da capacidade do setor privado prover os serviços e bens essenciais para aquela sociedade e dos arranjos institucionais ali existentes. É incumbência do Estado garantir os demais bens que o setor privado não consegue suprir.

Sob a perspectiva dos salários pagos a funcionários públicos, Campos *et al.* (2017) propõem que o diferencial possui duas explicações hipotéticas: a primeira seria devido à detenção do monopólio dos serviços públicos pelo Estado e a segunda hipótese reside no fato de o setor público possuir uma base sindicalista mais forte. Com relação à primeira hipótese, o comportamento monopolista dos governos influencia os diferenciais de salários porque as funções objetivo dos setores público e privado são distintas. Enquanto o setor privado define salários de forma a maximizar o lucro, governos podem usar o emprego público como ferramenta de busca de

votos ou para fins distributivos (Marconi *et al.* 2009; Depalo, Giordano e Papapetrou 2015). Já o maior poder dos sindicatos pode elevar os salários dos servidores públicos tanto pelo maior poder de barganha nas determinações salariais como por possíveis negociações de apoio com governantes (Gregory e Borland 1999; Wang 2021).

Além da perspectiva teórica do assunto, também é necessário o entendimento de quais são, e como funcionam, os regimes de trabalho no setor público e privado brasileiro. De acordo com Resende (2019), o funcionário celetista é aquele cujo contrato é baseado na Consolidação das Leis do Trabalho (CLT), não cabendo ao empregador modificar unilateralmente as cláusulas contratuais, uma vez que fundamentadas em regras trabalhistas preestabelecidas. Já o regime estatutário é aquele definido por um estatuto, majoritariamente ditado pelo Estado.

Por outro lado, Barbosa e Ferreira (2019) descrevem que a inserção no setor público ocorre por meio da: (i) contratação de funcionários públicos; (ii) indicação política (cargos de alta gestão); e/ou (iii) temporários. Pelo fato de a maior parte das contratações ser de funcionários públicos estatutários, é de responsabilidade das autoridades públicas garantir que as contratações cumpram os pré-requisitos necessários para a função. Sendo assim, exigem-se dos candidatos graus de educação e de conhecimento profissional mínimos, que serão testados para garantir a capacidade de cumprimento de determinada função pública. Dentro da esfera pública, como discutido por Emilio, Ponczek e Botelho (2012) e por Mancha e Mattos (2020), ainda existem casos de funcionários públicos em regime celetista, que, assim como os estatutários, são submetidos a análises acadêmicas e profissionais, via exames e certificações. Diferentemente dos funcionários estatutários, aqueles não possuem os direitos de estabilidade e de pensão integral nas aposentadorias.

### 2.1. Diferencial Salarial do Setor Público - Experiência brasileira

A diferenciação salarial do setor público no caso brasileiro é um tema amplamente discutido na literatura, principalmente por apresentar um prêmio superior aos resultados encontrados em outros países. Foguel *et al.* (2000), por exemplo, utilizam a PNAD de 1995 e constatam que o diferencial do setor público é heterogêneo, a depender das características

do funcionário público e também de sua localização geográfica, isto é, funcionários de diferentes regiões do Brasil possuem prêmios (positivos/negativos) diferentes. Para as observações do Distrito Federal, onde reside, proporcionalmente, a maior parte dos funcionários públicos federais, a diferença do log de salários é de 1,33 (pontos de log). Já no caso de São Paulo, encontram um diferencial salarial de apenas 0,33, demonstrando que o tamanho da diferenciação dos salários é diferente entre as regiões do Brasil. Com efeito, quando observam a média do Brasil, a diferença salarial está entre 0,43 e 0,58 pontos de log.

Além disso, a diferenciação salarial bruta tende a sobrevalorizar a questão de os funcionários públicos possuírem também, na média, uma maior escolaridade, idade (experiência) e maior tempo de trabalho em uma mesma função. Avaliando o caso educacional de forma explícita, Braga, Firpo e Gonzaga (2008), utilizando a PNAD de 2005, encontram um prêmio superior ao setor público de 0,22 (equivalente a 24%) pontos de log na média brasileira. Sob a ótica da escolaridade, os agentes com menores índices escolares têm maiores prêmios, 0,32 pontos de log (37%) de salário a mais. Já nos casos de pessoas com muitos anos de estudo, o hiato tende a diminuir, chegando a inverter, em certos casos, para o setor privado, -0,13 pontos de log (13,8%).

Complementando os estudos anteriores, Vaz e Hoffmann (2007) utilizaram as edições da PNAD de 1992 a 2005 e a metodologia de Oaxaca-Blinder para estimar o prêmio para o setor público, explicado, em boa parte, pela escolaridade e experiência dos servidores. Os autores ainda demonstram que a parte explicada (efeito das médias) e a parte não explicada (efeito dos coeficientes) estão convergindo no tempo. Além disso, há evidências de que, na média, o diferencial salarial em favor do funcionalismo público é de 38%. Quando os autores observam a questão temporalmente, a partir das médias dos logaritmos dos rendimentos, em 1992, o rendimento dos empregados do setor privado era 20% inferior; já, em 2005, esse número passou a 36%.

Ao analisar um recorte da década de 90, Marconi (2014) também respalda os resultados anteriores e demonstra que o diferencial salarial controlado aumentou nesse período: no ano de 1993, a diferença salarial era de 7%, que avança ao longo da década, passando para 8%, em 1996, e 16%, em 1999. Para o autor, o diferencial reside nas características dos funcionários.

Nota-se, ainda, que Souza e Medeiros (2013) justificam a diferença salarial entre os setores público e privado pelas condições educacionais dos agentes. Os autores pontuam também a existência de um prêmio causado pelo efeito segmentação, em que funcionários com as mesmas características, porém de segmentos distintos, recebem salários diferentes.

Já Belluzzo, Anuatti-Neto e Pazello (2005), utilizando a PNAD de 2001, além de separar os funcionários entre os setores público e privado, o fazem entre as esferas federal, estadual e municipal, percebendo a existência de prêmio positivo para o setor público de 0,57 pontos de log (76%), principalmente para os primeiros quartis dos funcionários estaduais e municipais (cauda inferior). Entretanto, para os funcionários públicos municipais, para a cauda superior da distribuição de salários, o prêmio mostra-se negativo, sugerindo que para esses funcionários (*outliers*) há um prêmio positivo para o setor privado.

Diferentemente dos demais estudos para o caso brasileiro, Emilio, Ponczek e Botelho (2012) utilizaram dados em painel de seis regiões metropolitanas, disponibilizados pela PME, para os anos de 2002 a 2004. Os autores encontram evidências de um pequeno prêmio para o setor público. O estudo emprega um método de efeitos fixos, o qual permite que o diferencial salarial seja controlado por características observáveis e não observáveis, e os resultados demonstram que as pessoas que mudam do setor público (estatutário) para o privado têm uma perda de 3,3% do nível salarial. Já para os funcionários celetistas do setor privado que migram para o setor público existe um prêmio de 2,4%.

Por fim, comparando os resultados de todos os autores, sintetizados na tabela 1, conclui-se ser consenso que o prêmio existe e que, na maioria dos casos, é relativamente alto, exceto para o caso proposto por Emilio, Ponczek e Botelho (2012), no qual os autores utilizaram uma metodologia similar à utilizada neste trabalho. Recentemente, com dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), Mancha e Mattos (2020) evidenciaram um prêmio de salário para o funcionário público estatutário, comparado ao celetista, na ordem de R\$ 309 (trezentos e nove reais), o que corresponde a 13%, não explicado pelas características observáveis.

Tabela 1 - Diferença Salarial - Revisão de Literatura

Autores	Período	(Diferença em Log)
Foguel et al. (2000)	1995	0.43 - 0.58 (53% - 78%)
Marconi (2003)	1993 - 96 e 99	0.06 - 0.14 (7% - 16%)
Belluzzo, Anuatti-Neto e Pazello (2005)	2001	0.45 - 0.57 (56% - 76%)
Vaz e Hoffman (2007)	1992 - 2005	0.31 (37%)
Braga, Firpo e Gonzaga (2008)	2005	0.22 (24%)
Emilio, Ponczek e Botelho (2012)	2002 - 2004	0.04 (< 5%)

Evidentemente, os prêmios estimados podem variar devido a diferenças metodológicas, seleção de bases ou até pela utilização de períodos de tempo diferentes. Dessa forma, os resultados discutidos nesta seção serão um ponto de referência para o presente estudo: o trabalho terá dados de 4 anos empilhados e analisados em *cross section* e em painel. Espera-se que os resultados se aproximem dos obtidos por Foguel *et al.* (2000) e Belluzzo, Anuatti-Neto e Pazello (2005). Por outro lado, sob a perspectiva em painel, espera-se que exista uma redução do prêmio, como ocorreu nos estudos propostos por Emilio, Ponczek e Botelho (2012) e Mancha e Mattos (2020).

## 2.2. Diferencial Salarial do Setor Público - Experiência Internacional

A diferença salarial entre funcionários dos macrossetores não é exclusividade brasileira. Existe uma vasta literatura, nacional e internacional, que comprova este fato, através de diversos métodos e bases de dados.

Segundo Ramos, Sanromá e Simón (2014), utilizando microdados de salários semanais de 2010, existe um prêmio positivo para funcionários públicos espanhóis, em pontos de log, de 0,352 para homens e 0,463 para as mulheres. Esses resultados são parcialmente explicados pelas características observáveis dos agentes. No caso em que os autores avaliaram separadamente gênero e tipo de funcionário (permanente e temporários), o resultado final é que o prêmio é positivo, principalmente, para mulheres, funcionárias públicas, com contratos permanentes (0,497 pontos de log). Para o caso de trabalhadores com alta qualificação, no entanto, o prêmio para servidores públicos torna-se negativo. Além disso, os autores observam

também que as consolidações fiscais, após as crises financeiras europeias, levaram a uma redução desse prêmio ao longo do tempo.

A questão de prêmios públicos negativos para agentes de alta qualificação técnica é corroborada pelo caso norueguês proposto por Rattsø e E.Stokke (2018). Os autores trabalham em um modelo de efeitos fixos combinado com diferenças em diferenças para dados de 1996 a 2007, analisando pessoas que ficaram permanentemente no mesmo setor e aquelas que transitaram prematuramente para outro. A heterogeneidade de características não observáveis dos agentes distorce a avaliação salarial, porém é possível identificar a superestimação do prêmio positivo para o setor privado de 20%.

O estudo de Morikawa (2016), também evidencia a existência do prêmio do setor público para o caso japonês. Embora a proposta da autora tenha sido dividir o setor privado por tamanho de empresa: no caso contendo toda a amostra, existe um prêmio de 0,287 pontos de log para os funcionários públicos. Além disso, o estudo conclui que o prêmio do setor público é sensível ao tamanho da empresa do setor privado. Também há a constatação de que o diferencial entre gêneros, dentro do setor público, é um fator positivo para homens (-0,396 pontos de log para mulheres), de forma que o diferencial de gênero no Japão é maior do que o de outros países que compõem a OCDE (Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico).

Na análise dos casos de Itália, França e Grã-Bretanha, feita por Lucifora e Meurs (2006), os dois primeiros selecionam seus funcionários públicos através de concursos, mediante prova relacionada ao setor de alocação do recurso, exigindo que o agente possua um determinado nível educacional. Já na Grã-Bretanha, há uma descentralização em cada setor da economia, o que diversificou os métodos de recrutamento e a base salarial para cada setor. Empiricamente, com dados de 1998, os autores concluem que trabalhadores com baixa qualificação possuem prêmio positivo no setor público e a lógica inverte-se para funcionários com maior qualificação. Para a França, considerando o primeiro quartil da distribuição de salários, estima-se um prêmio para o setor público de 0,094 pontos de log; já no último quartil, o prêmio é de 0,003 pontos de log (0,070 na amostra toda). Na Itália, segundo as estimativas, o prêmio é de 0,172 no primeiro quartil e de 0,059 no último (0,113 na amostra toda). Por fim, para a Grã-Bretanha, no primeiro quartil o prêmio é 0,154 pontos de log e no último é

de -0,025 (0,079 na amostra como um todo). O resultado da Grã-Bretanha demonstra que a descentralização da contratação pelo Estado pode levar a uma redução do prêmio.

Um outro ponto de importante qualificação é o diferencial metodológico proposto por toda esta literatura. É possível constatar que as diferentes fontes de dados e formas de análise podem levar a diferentes explicações para o diferencial salarial entre os setores.

O estudo de Krueger (1988) estima e valida a existência de diferentes níveis de pagamento entre o setor público e o setor privado. Para estimação do diferencial, o autor utiliza dois formatos de banco de dados: cortes transversais e longitudinais. Em ambos os casos, existe a evidência de que trabalhadores que se juntam ao setor público possuem ganhos em níveis salariais (0,192 pontos de log); já os ganhos estimados para funcionários que migram para o setor privado não possuem significância estatística. O autor também destaca o grande diferencial dos prêmios encontrados entre as condições de dados. Enquanto o prêmio para os dados transversais foi de 0,247 pontos de log, com dados longitudinais foi de apenas 0,058 pontos de log. Esta evidência pode ser decorrente das características não observáveis que qualificam os trabalhadores.

Ainda, Siminski (2012) estima longitudinalmente (2001-2008) se pessoas com baixa qualificação técnica do setor público australiano recebem remuneração maior do que pessoas do setor privado. Para isso, utiliza uma adaptação do modelo MMG (Método de Momentos Generalizados). Nessas condições, diferentemente dos demais casos, o estudo demonstra que, para o caso da Austrália, o prêmio do setor público existe, porém, ele não varia entre pessoas com diferentes níveis técnicos. Assim sendo, independente da qualificação do funcionário, o prêmio guarda a mesma proporção, que, no caso australiano, é de 0,044 pontos de log para os homens e de 0,042 para as mulheres.

Corroborando os pontos propostos no caso anterior, Bargain e Melly (2008) estudam o caso francês, de 1991 a 2002, com a mesma estrutura de dados, porém com diferencial metodológico. Os autores utilizam metodologia de efeitos fixos para avaliar o diferencial salarial entre os setores, buscando analisar a heterogeneidade entre seus trabalhadores. A partir das regressões estimadas, em dados longitudinais, o estudo conclui que o prêmio para os homens é de 0,001 pontos de log e para as mulheres de 0,082.

### 3. Dados

Para viabilidade do estudo proposto, utiliza-se o banco de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) no seu formato trimestral de microdados, para os anos de 2016 a 2019. Cada domicílio que pertence à amostra é visitado 5 vezes, respeitando o intervalo de três meses. A partir desse formato de pesquisa, é possível construir um banco de dados no formato de painel.

Para que seja possível acompanhar os indivíduos ao longo do tempo, faz-se necessária a criação de um identificador de indivíduos, pois, atualmente, o IBGE fornece apenas identificadores para o domicílio. Dessa forma, são criados esses identificadores utilizando os seguintes itens: ID - Domicílio, Número de Ordem, Gênero e Nascimento (Data Completa).<sup>1</sup>

A partir dos dados obtidos, identificam-se aqueles que estão sob o regime de trabalho celetista (tanto do setor público quanto do privado) e estatutário. Dessa forma, foram retirados da amostra aqueles que não pertencem a nenhum dos regimes citados.

Utilizaremos o quarto trimestre de cada ano, para melhor ilustração. Visando a possibilitar uma visualização equilibrada da população brasileira, os dados foram ponderados trimestralmente pelos seus respectivos pesos, para que assim a amostra fosse uma representação da projeção populacional realizada pelo IBGE. Os pesos utilizados para ponderação da amostra são pós-estratificados, dessa forma, quando observamos os percentuais de cada característica, temos a perspectiva dos celetistas e estatutários na população brasileira como um todo.

Outro ponto importante é que, na análise em questão, utilizaremos o salário médio<sup>2</sup> informado por cada indivíduo em sua respectiva entrevista. É comum, no entanto, que exista subdeclaração em pesquisas como essa. Segundo Vaz e Hoffmann (2007), a subdeclaração tende a ser maior para trabalhadores informais, categoria que não é considerada pelo presente estudo. Além disso, os autores apontam outras deficiências da PNAD, como a inexistência de uma variável específica para mensuração do diferencial, omissão de dados da renda real e a ausência de um quesito que capture, de

<sup>1</sup> Para análise de *cross section*, mantivemos todas as amostras na base. Já para análises em painel, aqueles que aparecem apenas uma vez na base foram descartados, excluindo possíveis erros da base de dados.

<sup>2</sup> O salário médio utilizado é a variável VD4016, representando o salário (renda) habitual médio.

forma explícita, bônus, PLR e outros tipos de remuneração, que compõem a renda dos funcionários.

A tabela 2 reporta que são aproximadamente 42 milhões de trabalhadores nos regimes celetista ou estatutário, sendo que 55% são homens e essa proporção mantém-se constante ao longo dos anos. Nota-se, ainda, que, no ano de 2016, 39% possuíam ensino médio e 25% ensino superior; enquanto, no ano de 2019, esses percentuais foram de 39,4% e 28,3%, respectivamente. Por fim, percebe-se que o percentual de não brancos evoluiu de 49,7% para 52,2% ao longo dos anos.

Tabela 2 - Descrição Observações (Quarto Trimestre)

Observáveis	2016	2017	2018	2019
<b>Salário</b>	N=42,228,343	N=41,398,611	N=41,238,599	N=41,970,462
Média (DP)	2,273 (2,710)	2,403 (3,211)	2,507 (3,089)	2,588 (3,142)
Range	20 - 100,000	80 - 150,000	99 - 70,000	50 - 80,000
<b>Gênero</b>				
Homem	(55.8%)	(55.6%)	(55.3%)	(55.1%)
Mulher	(44.2%)	(44.4%)	(44.7%)	(44.9%)
<b>Tempo de Estudo</b>				
Média (DP)	12 (4)	12 (4)	12 (3)	12 (3)
Range	0 - 16	0 - 16	0 - 16	0 - 16
<b>Raça</b>				
Branca	(50.3%)	(49.1%)	(48.3%)	(47.8%)
Preta	(9.1%)	(9.3%)	(10.0%)	(10.2%)
Amarela	(0.7%)	(0.7%)	(0.7%)	(0.7%)
Parda	(39.7%)	(40.7%)	(40.7%)	(41.0%)
Indígena	(0.2%)	(0.2%)	(0.3%)	(0.3%)
Ignorado	(0.0%)	(0.0%)	0 (0.0%)	(0.0%)
<b>Idade</b>				
Média (DP)	38 (12)	38 (12)	38 (12)	38 (12)
Range	14 - 107	14 - 104	14 - 92	14 - 95
<b>Escolaridade</b>				
Fund. Compl	(7.8%)	(7.1%)	(6.6%)	(6.3%)
Fund. Inc	(14.8%)	(14.4%)	(13.4%)	(12.6%)
Médio Compl	(39.0%)	(38.8%)	(39.0%)	(39.4%)
Médio Inc	(5.5%)	(5.6%)	(5.7%)	(5.4%)

Tabela 2 - Descrição Observações (Quarto Trimestre) (Continuação)

Sem Instrução	(1.0%)	(1.0%)	(0.8%)	(0.7%)
Sup. Completo	(25.5%)	(26.1%)	(27.4%)	(28.3%)
Sup. Inc	(6.5%)	(7.0%)	(7.1%)	(7.2%)
<b>Horas Semanais Trab.</b>				
Até 14 horas	(0.3%)	(0.3%)	(0.4%)	(0.3%)
15 a 39 horas	(12.8%)	(13.2%)	(12.9%)	(12.7%)
40 a 44 horas	(69.5%)	(69.2%)	(68.5%)	(69.0%)
45 a 48 horas	(12.1%)	(11.4%)	(12.1%)	(12.1%)
49 horas ou mais	(5.3%)	(5.9%)	(6.1%)	(5.9%)
<b>Experiência</b>				
Média (DP)	7 (8)	7 (8)	7 (8)	7 (8)
Range	0 - 56	0 - 69	0 - 57	0 - 55
<b>Regime</b>				
Estatutário	(17.0%)	(16.9%)	(17.1%)	(16.9%)
Priv. CLT	(80.3%)	(80.3%)	(79.9%)	(80.2%)
Publi. CLT	(2.7%)	(2.8%)	(3.0%)	(2.8%)

Fonte: Elaborado pelos autores (PNADC).

Ainda, a partir da tabela 3, utilizando os 16 trimestres (2016-2019) empilhados, verifica-se um percentual de mulheres maior no setor público do que no setor privado. No regime estatutário, para a amostra dos 4 anos, existe uma concentração de 61,9% de mulheres no regime estatutário e de 54,6% no regime celetista público. Na perspectiva das ocupações por setor, observa-se predominância no setor de serviços e tarefas elementares para os celetistas privados, enquanto os funcionários públicos estão concentrados nos setores administrativo, educação e saúde. Por último, a análise da escolaridade demonstra que os funcionários públicos possuem, principalmente, o ensino superior completo (60%); já os funcionários do setor privado estão, especialmente, com o ensino médio completo (41,9%).

Tabela 3 - Descrição Total - Regimes

Observáveis	Estatutário	Priv CLT	Publi CLT
<b>Gênero</b>	N=104,427,320	N=483,981,979	N=17,792,291
Homem	(38.1%)	(59.7%)	(45.4%)
Mulher	(61.9%)	(40.3%)	(54.6%)
<b>Atividade Econômica</b>			
ADM	(2.2%)	(18.6%)	(11.9%)
ADM Publ	(40.1%)	(0.2%)	(29.6%)
Agricultura	(0.0%)	(4.4%)	(0.1%)
Aliment	(0.0%)	(5.2%)	(0.1%)
Comercial	(0.0%)	(24.5%)	(0.3%)
Construção	(0.0%)	(5.0%)	(0.7%)
Educação/Saúde	(53.8%)	(10.7%)	(39.9%)
Indústria	(2.1%)	(22.2%)	(10.1%)
Não definido	(0.0%)	(0.0%)	(0.0%)
Outros	(0.3%)	(2.9%)	(1.5%)
Transporte	(1.4%)	(6.2%)	(5.9%)
<b>Ocupação</b>			
Administrativo	(14.6%)	(14.3%)	(19.9%)
AgroPec	(0.0%)	(1.4%)	(0.2%)
Ciência	(39.3%)	(8.9%)	(26.7%)
Elementares	(7.4%)	(13.3%)	(9.2%)
Gestão	(3.8%)	(5.7%)	(6.9%)
Mal Definida	(0.0%)	(0.0%)	(0.0%)
Ofício Qualif	(1.2%)	(12.5%)	(2.5%)
Operadores	(3.3%)	(12.3%)	(3.7%)
Serviços	(11.4%)	(21.6%)	(10.3%)
Técnico Médio	(19.1%)	(9.8%)	(20.6%)
<b>Escolaridade</b>			
Fund. Compl	(2.9%)	(8.0%)	(3.4%)
Fund. Inc	(5.5%)	(15.9%)	(7.7%)
Médio Compl	(24.5%)	(41.9%)	(30.3%)
Médio Inc	(1.3%)	(6.5%)	(2.9%)
Sem Intrução	(0.5%)	(0.9%)	(0.6%)
Sup. Completo	(59.9%)	(19.3%)	(46.3%)
Sup. Inc	(5.3%)	(7.5%)	(8.8%)

Fonte: IBGE (PNADC) - Preparada pelos autores

A figura 1 apresenta a existência de um diferencial salarial entre os regimes de emprego, para o caso dos celetistas privados. No último trimestre de 2019, por exemplo, observa-se uma diferença de R\$2.000 reais a favor dos celetistas públicos e R\$2.500 a favor dos estatutários.<sup>3</sup>



**Figura 1 - Salário Habitual - Médio**

Fonte: Elaborado pelos autores (PNADC).

A partir da figura 2,<sup>4</sup> é possível avaliar a média do número de pessoas, por gênero, em cada um dos regimes, e, com essa média, é possível observar a concentração da maior parte dos homens no setor privado, enquanto as mulheres são predominantes no setor público. Nota-se que a maior presença de mulheres no setor público independe do regime (estatutário ou celetista).

Na figura 3, é possível visualizar as diferenças dos salários médios entre os regimes, para aqueles setores que contam com funcionários estatutários. Utilizando os dados de todos os trimestres (2016-2019), fica evidente que os salários do setor público são superiores aos do setor privado, inde-

<sup>3</sup> As barras de erro foram calculadas através do desvio padrão de cada um dos agrupamentos e, conforme esperado, os regimes com maior número de amostra possuem barras de erros quase imperceptíveis, enquanto nos demais casos é possível observá-las.

<sup>4</sup> O eixo Y representa a média considerando o peso amostral pós-estratificado obtido na PNADC.

pendentemente do setor em que os funcionários trabalham. Por exemplo, trabalhadores estatutários do setor administrativo têm uma média salarial de R\$ 5.500, enquanto no setor privado esse valor é de R\$ 2.900. Na agricultura essa diferença é ainda maior, R\$9.400 contra R\$ 2.800.

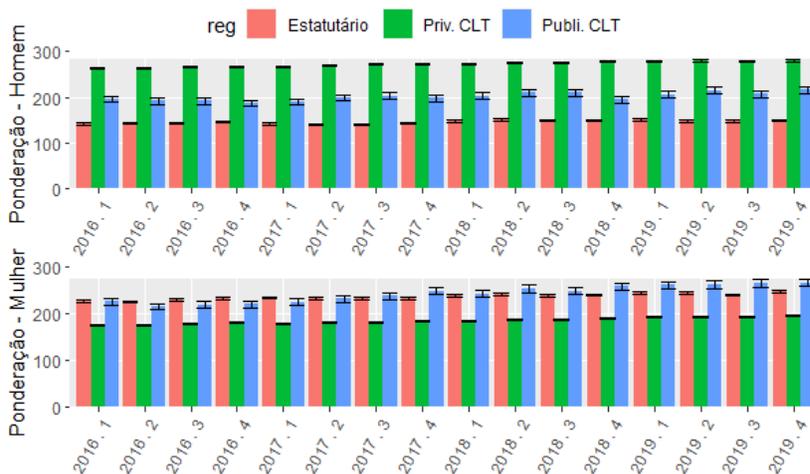


Figura 2 - Setores por Gênero

Fonte: Elaborado pelos autores (PNADC).

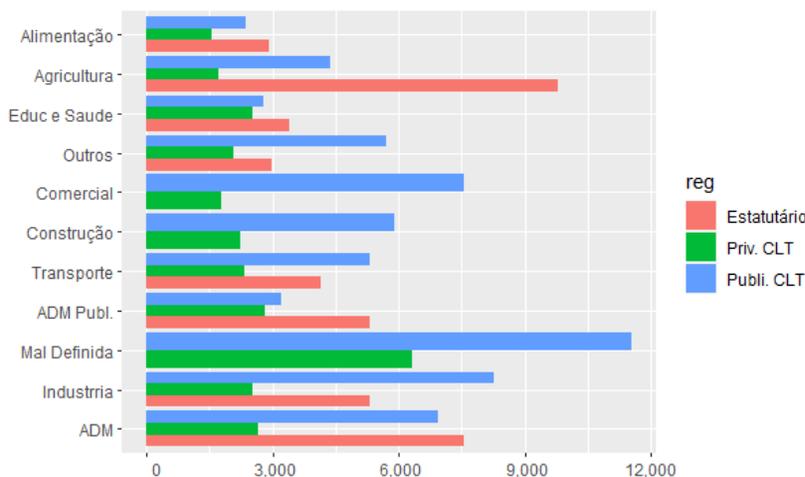
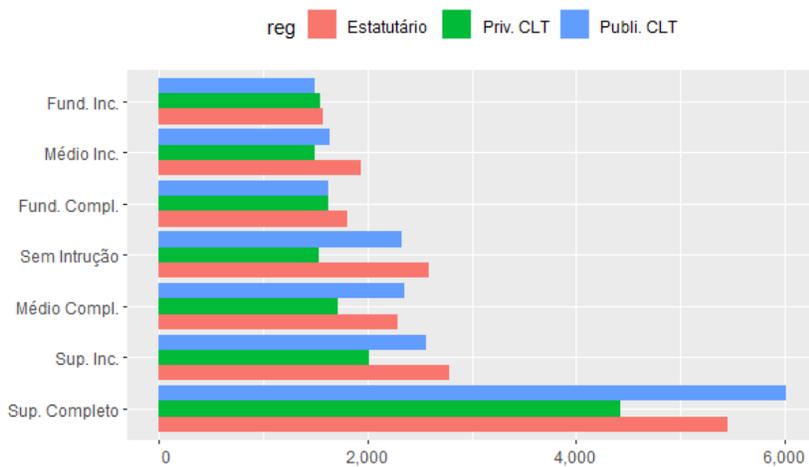


Figura 3 - Salário Médio - Setor

Fonte: Elaborado pelos autores (PNADC).

Conforme demonstra a tabela 3, a maior parte dos funcionários públicos possuem ensino superior completo, enquanto a maior parte dos funcionários privados possuem o ensino médio. Entretanto, conforme a figura 4, tanto no ensino médio completo quanto no superior completo os funcionários públicos, independentemente do regime, recebem um salário maior.



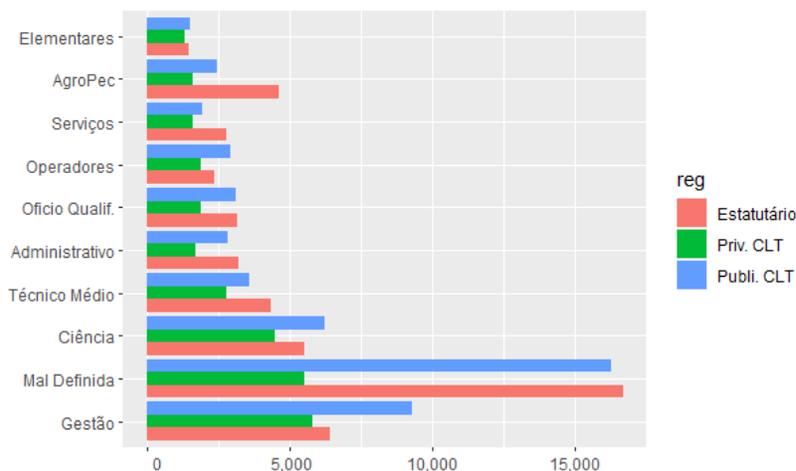
**Figura 4 - Salário Médio - Nível Educacional**

Fonte: Elaborado pelos autores (PNADC).

Considerando os trabalhadores com ensino médio completo, a média salarial do funcionário privado é de R\$ 1.912; e, para os celetistas públicos, esse valor é de R\$ 2.232. Por outro lado, quanto aos que possuem o ensino superior completo, observamos que os celetistas públicos têm a maior média salarial, R\$ 6.000, enquanto os estatutários e os celetistas privados possuem médias de R\$ 5.482 e de R\$ 4.333, respectivamente.

Sob a ótica do cargo ou ofício do empregado, o diferencial persiste com o prêmio positivo para o setor público. Conforme demonstrado na tabela 3, a maior parte dos funcionários públicos está alocada em funções com remunerações maiores, como cargos administrativos, educação e saúde; diferentemente dos funcionários privados, que se encontram alocados nos setores de serviços e tarefas elementares, cuja remuneração tende a ser mais baixa.

Como mostra a figura 5, nas funções administrativas, por exemplo, os funcionários estatutários possuem um salário médio de R\$ 3.327, os celetistas públicos de R\$ 3.188 e os celetistas privados de R\$ 2.018. No cargo de ciências, composto em sua maioria por professores, persiste um diferencial favorável ao setor público: os funcionários estatutários possuem um salário de R\$ 5.323, na média, enquanto para celetistas do setor privado esse valor é de R\$ 4.923.



**Figura 5- Salário Médio - Profissão**

Fonte: Elaborado pelos autores (PNADC).

## 4. Estratégia Empírica

### 4.1. Decomposição de Oaxaca-Blinder - Cross Section

O objetivo da decomposição de Oaxaca-Blinder é explicar quanto da diferença dos resultados médios em dois grupos é justificada pelos níveis das variáveis exploratórias e quanto é justificada pela diferença entre a magnitude dos coeficientes (Blinder 1973; Jann 2008).

Para o entendimento das variáveis que impactam o prêmio do salário público, utilizaremos o modelo de Oaxaca-Blinder, porém com a adaptação proposta por Jann (2008). As notações matemáticas aqui utilizadas são as mesmas propostas por Hlavac (2014).

A partir da existência de dois grupos distintos de agentes, onde  $G \in \{A, B\}$  é escrito como  $Y_G = \bar{X}_G \hat{\beta}_G$ , como G agrupa A e B, a diferença entre os dois grupos será dada conforme a equação (1) e (2). No caso proposto pelo trabalho, trabalharemos  $\Delta Y$  no formato logarítmico, pois a variável de interesse é o salário dos agentes.

$$\Delta \bar{Y} = \bar{Y}_A - \bar{Y}_B \quad (1)$$

Uma outra forma de descrever a equação é criando a decomposição dos *outputs* das médias entre os coeficientes e a média da variável exploratória:

$$\Delta \bar{Y} = \bar{X}'_A \hat{\beta}_A - \bar{X}'_B \hat{\beta}_B \quad (2)$$

Dessa forma, temos que as variáveis  $X$  representam as médias e os betas os coeficientes dos respectivos grupos. Reescrevendo a equação, podemos separar o diferencial da variável de interesse em três grupos distintos: dotações (*endowments*); coeficientes; e interação. O primeiro grupo representa a parte que pode ser explicada pelas variáveis observáveis, o segundo representa a diferença dos grupos dada pelos coeficientes, e a interação representa a diferença gerada de forma simultânea.

$$\Delta \bar{Y} = \underbrace{(\bar{X}_A - \bar{X}_B)' \hat{\beta}_B}_{\text{Dotações}} + \underbrace{\bar{X}'_B (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B)}_{\text{Coeficientes}} + \underbrace{(\bar{X}_A - \bar{X}_B)' (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B)}_{\text{Interação}} \quad (3)$$

Os componentes do diferencial de médias, apresentados na equação (3), são dados pelas equações matriciais no seguinte formato:

$$\underbrace{(\bar{X}_A - \bar{X}_B)' \hat{\beta}_B}_{\text{Dotações}} = \underbrace{(\bar{X}_{1A} - \bar{X}_{1B}) \hat{\beta}_{1B}}_{\text{Variável 1}} + \underbrace{(\bar{X}_{2A} - \bar{X}_{2B}) \hat{\beta}_{2B}}_{\text{Variável 2}} + \dots \quad (4)$$

$$\underbrace{\bar{X}'_B (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B)}_{\text{Coeficientes}} = \underbrace{\bar{X}_{1B} (\hat{\beta}_{1A} - \hat{\beta}_{1B})}_{\text{Variável 1}} + \underbrace{\bar{X}_{2B} (\hat{\beta}_{2A} - \hat{\beta}_{2B})}_{\text{Variável 2}} + \dots \quad (5)$$

$$\underbrace{(\bar{X}_A - \bar{X}_B)' (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B)}_{\text{Interação}} = \underbrace{(\bar{X}_{1A} - \bar{X}_{1B}) (\hat{\beta}_{1A} - \hat{\beta}_{1B})}_{\text{Variável 1}} + \underbrace{(\bar{X}_{2A} - \bar{X}_{2B}) (\hat{\beta}_{2A} - \hat{\beta}_{2B})}_{\text{Variável 2}} + \dots \quad (6)$$

Assim, a primeira parte da equação (3) representa a média esperada no grupo A, caso esse grupo tivesse as **dotações** do grupo B; já a segunda parte representa as dotações do grupo A, se este tivesse os **coeficientes** do grupo B, e, por último, temos a interação entre o delta médio de ambos os grupos.

A partir da metodologia proposta por Jann (2008), podemos agrupar a diferença das regressões em grupo de explicáveis e não explicáveis (Decomposição *TwoFold*).

$$\Delta \bar{Y} = \underbrace{(\bar{X}_A - \bar{X}_B)' \hat{\beta}_R}_{\text{Explicável}} + \underbrace{\bar{X}'_A (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_R)}_{\text{Não Explicada A}} + \underbrace{\bar{X}'_B (\hat{\beta}_R - \hat{\beta}_B)}_{\text{Não Explicada B}} \quad (7)$$

Desse modo, é possível interpretar a diferença das regressões como favoráveis ao setor público e desfavoráveis ao setor privado, quando avaliarmos a parte não explicável, isto é, separaremos a discriminação entre aquilo que potencializa características do setor público e aquelas que vão contra o setor privado. Nas equações abaixo, *R* representará o grupo de referência.

$$\underbrace{(\bar{X}_A - \bar{X}_B)' \hat{\beta}_R}_{\text{Explicada}} = \underbrace{(\bar{X}_{1A} - \bar{X}_{1B}) \hat{\beta}_{1R}}_{\text{Variável 1}} + \underbrace{(\bar{X}_{2A} - \bar{X}_{2B}) \hat{\beta}_{2R}}_{\text{Variável 2}} + \dots \quad (8)$$

$$\underbrace{\bar{X}'_A (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_R)}_{\text{Não Explicada A}} = \underbrace{\bar{X}_{1A} (\hat{\beta}_{1A} - \hat{\beta}_{1R})}_{\text{Variável 1}} + \underbrace{\bar{X}_{2A} (\hat{\beta}_{2A} - \hat{\beta}_{2R})}_{\text{Variável 2}} + \dots \quad (9)$$

$$\underbrace{\bar{X}'_B (\hat{\beta}_R - \hat{\beta}_B)}_{\text{Não Explicada B}} = \underbrace{\bar{X}_{2B} (\hat{\beta}_{2R} - \hat{\beta}_{2B})}_{\text{Variável 1}} + \underbrace{\bar{X}_{2B} (\hat{\beta}_{2R} - \hat{\beta}_{2B})}_{\text{Variável 2}} + \dots \quad (10)$$

Para evitar o efeito *spill-over*, o intercepto será uma variável de indicador de grupo que será componente da parte não explicada do modelo, sendo assim, não superestimaremos a parte explicada do modelo.

#### 4.2. Decomposição de Oaxaca Blinder - Painel

Do mesmo modo que na decomposição de Oaxaca-Blinder, a extensão proposta por Kröger e Hartmann (2021) propicia a mesma análise, porém para dados em painel. Isso permite o exame não apenas em nível, mas também em variação entre os grupos – tanto das características como do tempo.

O modelo, assim como o Oaxaca-Blinder convencional, tem como base a diferença entre as médias da variável de interesse com adição da questão temporal, isto é, devemos selecionar um período do tempo para ser a referência do modelo. No presente estudo, utilizaremos  $s$  e  $t$  como os diferentes períodos do tempo e, portanto, toda a regressão terá como base um período de tempo.

$$\begin{aligned} \Delta Y^l &= Y_t^l - Y_s^l \\ &= E(X_t^l)' \beta_t^l - E(X_s^l)' \beta_s^l \end{aligned} \quad (11)$$

Dado isso, a diferença salarial entre os grupos no tempo será dada por:

$$\begin{aligned} \Delta Y &= \Delta Y^A - \Delta Y^B \\ &= [E(X_t^A)' \beta_t^A - E(X_s^A)' \beta_s^A] - [E(X_t^B)' \beta_t^B - E(X_s^B)' \beta_s^B] \\ &= E(X_t^A)' \beta_t^A - E(X_s^A)' \beta_s^A - E(X_t^B)' \beta_t^B + E(X_s^B)' \beta_s^B \end{aligned} \quad (12)$$

Tal qual no método convencional, as dotações (*endowments*), os coeficientes e as interações serão dados em nível pelas seguintes equações:

$$\begin{aligned} \Delta Y_E &= E(X_t^A)' \beta_s^A - E(X_s^A)' \beta_s^A - E(X_t^B)' \beta_s^B + E(X_s^B)' \beta_s^B \\ &= [E(X_t^A) - E(X_s^A)]' \beta_s^A - [E(X_t^B) - E(X_s^B)]' \beta_s^B \end{aligned} \quad (13)$$

$$\begin{aligned} \Delta Y_C &= E(X_s^A)' \beta_t^A - E(X_s^A)' \beta_s^A - E(X_s^B)' \beta_t^B + E(X_s^B)' \beta_s^B \\ &= E(X_s^A)' (\beta_t^A - \beta_s^A) - E(X_s^B)' (\beta_t^B - \beta_s^B) \end{aligned} \quad (14)$$

$$\Delta Y_I = [E(X_t^A) - E(X_s^A)]' (\beta_t^A - \beta_s^A) - [E(X_t^B) - E(X_s^B)]' (\beta_t^B - \beta_s^B) \quad (15)$$

em que, por fim, teremos a explicação da diferença salarial dada por:

$$\Delta Y = \Delta Y_E + \Delta Y_C + \Delta Y_I \quad (16)$$

Assim como no caso anterior, separaremos aquilo que pode ser explicado e aquilo que não pode, conforme proposto por Jann (2008) e análogo ao caso transversal.  $A$  representa os funcionários do setor público e  $B$

representa os funcionários do setor privado, e a variável  $Y$  será dada pelo Log do salário.

Dessa forma, temos que a parte explicada do diferencial salarial será dada pelas seguintes equações:

$$\begin{aligned} \Delta Y_E &= \{[E(X_t^A) - E(X_s^A)] - [E(X_t^B) - E(X_s^B)]\}' \beta_s \\ &= E(X_t^A)' \beta_s - E(X_s^A)' \beta_s - E(X_t^B)' \beta_s + E(X_s^B)' \beta_s \\ &= E(X_t^A)' W \beta_s^A + E(X_t^A)' (I - W) \beta_s^B - E(X_s^A)' W \beta_s^A - E(X_s^A)' (I - W) \beta_s^B \\ &\quad - E(X_t^B)' W \beta_s^A - E(X_t^B)' (I - W) \beta_s^B + E(X_s^B)' W \beta_s^A + E(X_s^B)' (I - W) \beta_s^B \end{aligned} \quad (17)$$

e as partes não explicadas, favoráveis ou desfavoráveis ao funcionário do setor privado, serão dadas por:

$$\begin{aligned} \Delta Y_U &= E(X_t^A)' \beta_t^A - E(X_t^B)' \beta_t^B + E(X_s^B)' W \beta_s^B - E(X_s^A)' (I - W) \beta_s^A \\ &\quad + [E(X_t^B) - E(X_s^B) - E(X_s^A)]' W \beta_s^A + [E(X_s^A) + E(X_t^B) - E(X_t^A)]' (I - W) \beta_t^B \end{aligned} \quad (18)$$

Diferentemente do caso *cross section*, na avaliação em painel, por utilizarmos como regressão base efeitos fixos ou aleatórios, temos a adição de uma nova componente, que é o diferencial dado pelas características invariantes dos indivíduos (efeitos fixos) ou dos efeitos aleatórios. Com isso, é necessário adicionar mais uma variável na explicação do prêmio total, que será dado pela diferença do efeito fixo/aleatório de cada um dos grupos regredidos.

$$\Delta EF = [E(u_t^A) - E(u_s^A)] - [E(u_t^B) - E(u_s^B)] \quad (19)$$

Resumindo as equações, a leitura dos prêmios estará definida nos seguintes termos:

$$\Delta Y_t = E(t) + U(t) + EF(t) \quad (20)$$

Com essa equação final, será possível decompor o diferencial salarial entre funcionários públicos e privados: a) pelas características diferentes dos agentes; b) por algum tipo de discriminação entre os setores; e, c) pelas características invariantes desses dois grupos.

Em termos de base de dados, para realização da metodologia em painel, recortaremos os dados em dois períodos, antes e depois, os quais são representados pelos tempos 0 e 1. Também será realizado o mesmo estudo separando apenas aqueles funcionários que migram entre os setores, sendo o período 0 o momento antes da mudança e o período 1 a próxima observação já no novo setor. Para que a análise no tempo seja conservadora, descontaremos todos os salários pela inflação da data da última observação (Dez/2019).

A regressão base para o modelo em painel será dada pela metodologia de efeitos fixos, que, conforme Wooldridge (2002), pode ser escrita da seguinte forma:

$$Y_{it} = \beta_1 X_{1,it} + \dots + \beta_k X_{k,it} + \alpha_i + u_{it} \quad (21)$$

Nesse caso, o efeito fixo é representado por  $\alpha_i$ , o que, no limite, demonstra a heterogeneidade entre as qualificações ou características dos agentes; a variável  $i$  é a representação de cada indivíduo ou grupo. No presente estudo será possível a avaliação individual, já que temos os dados na maior granularidade possível e a variável  $t$  representa esse indivíduo no tempo do painel.

Para que os efeitos fixos sejam estimados de forma apropriada, é necessário que o modelo cumpra os seguintes requisitos: a) os termos de erro  $u_i$  possuam média condicional em 0; b) as variáveis sejam independentes e igualmente distribuídas; e, c) inexista multicolinearidade.

Além disso, conforme propõem Baltagi (2005), os efeitos fixos não podem ser condicionados por variáveis que não variam ao longo do tempo, como questões biológicas ou sociais rígidas, as quais tecnicamente seriam eliminadas da regressão matematicamente. A partir disso, podemos entender a necessidade de os agentes transitarem entre os setores no tempo, para que o efeito tenha significado estatístico.

De acordo com Depalo, Giordano e Papapetrou (2015), a utilização de dados longitudinais é uma forma de resolver o viés de seleção amostral causado por não ser aleatória a alocação dos agentes entre os setores público e privado, mas com base em características não observadas. Um outro tipo de seletividade amostral pode ser decorrente da descontinuidade da participação dos indivíduos no painel. Se as taxas de abandono

da amostra forem diferentes entre os grupos, os resultados não podem ser interpretados como causais, além de afetar as estimações das dotações (Oaxaca e Choe 2016; Kröger e Hartmann 2021). Dessa forma, mesmo com uma base de dados extensa, certas limitações nas interpretações dos resultados são necessárias.

## 5. Resultados

Esta seção apresenta os principais resultados do estudo, que decorrem da utilização de dados em painel. Como robustez, na seção seguinte, apresentaremos os resultados com dados *cross section*.

A avaliação será feita utilizando as metodologias tradicionais, como efeitos fixos, aleatórios e MQO empilhado. A decisão do melhor modelo para análise do diferencial salarial dos regimes públicos e privados será dada pelo teste de Hausmann, que avalia a consistência dos coeficientes. Assim, a tabela 4<sup>5</sup> permite observar os coeficientes para cada um dos três modelos, respectivamente. Importante ressaltar que estamos utilizando o log do salário como variável dependente.

O teste de Hausmann não aceita a hipótese nula de que o modelo que melhor se encaixa à realidade é o de efeitos aleatórios, sendo ideal, portanto, o modelo de efeitos fixos.<sup>6</sup>

<sup>5</sup> A tabela 16, no apêndice, apresenta todos os coeficientes estimados.

<sup>6</sup> *Chisq* 171,636 (*p* – *value* 0.0000).

Tabela 4 - Metodologias Paineis - Principais Variáveis

	Variável dependente: Log(salário)		
	FE	RE	OLS Pool
	(1)	(2)	(3)
CLT Privado	-0.058*** (0.002)	-0.118*** (0.002)	-0.087*** (0.002)
CLT Publ.	-0.024*** (0.002)	-0.041*** (0.002)	0.006** (0.003)
Idade	0.045*** (0.002)	0.034*** (0.0003)	0.026*** (0.0002)
Idade^2	-0.0002*** (0.00002)	-0.0003** (0.000)	-0.0002*** (0.000)
Experiência	0.004*** (0.0001)	0.008*** (0.0001)	0.012*** (0.0001)
Fund Inc	-0.008*** (0.002)	-0.055*** (0.001)	-0.096*** (0.002)
Méd Compl	0.021*** (0.002)	0.092*** (0.001)	0.091*** (0.002)
Méd Inc	0.006*** (0.002)	0.029*** (0.002)	0.029*** (0.002)
S/Inst	0.003 (0.003)	-0.029*** (0.003)	-0.171*** (0.004)
Sup Compl	0.098*** (0.002)	0.462*** (0.002)	0.570*** (0.002)
Sup Inc	0.054*** (0.002)	0.222*** (0.002)	0.232*** (0.002)
Observações	1,375,416	1,375,416	1,375,416
R2	0.021	0.875	0.482
R2 ajustado	-0.591	0.875	0.482

Nota: \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Conforme a tabela 4, o prêmio para o setor público, categoria de referência, é de 5,8%, isto é, quando comparamos os agentes ao longo do tempo, existe um prêmio salarial que desfavorece os funcionários do setor privado. Quando comparamos aos celetistas públicos, ainda existe um

prêmio, embora menor, para os estatutários, de 2,4%, corroborando a ideia proposta por Emilio, Ponczek e Botelho (2012). No entanto, os autores não encontram significância estatística quando utilizam os salários reais mensais, diferentemente do caso apresentado, em que, utilizando a PNAD, encontramos significância estatística para o prêmio.

Conforme discutido anteriormente, estudos internacionais mostram a redução, ou até a inexistência, do prêmio salarial do setor público, quando são utilizados dados longitudinais. No caso apresentado neste trabalho, temos uma redução do diferencial. Comparando com o resultado do OLS Pool (coluna 3), da tabela 4, verifica-se a queda de 8,7% para 5,8%, considerando o modelo com efeitos fixos. Essa redução do prêmio também é encontrada no caso dos Estados Unidos, por Krueger (1988), ao evidenciar que as características não observáveis ao longo do tempo contribuem na explicação do prêmio para o setor público.

Há que se observar também que, quando alteramos a análise, alguns dos controles acabam não sendo mais estatisticamente significantes e outros têm seus impactos no salário reduzidos. Tal fenômeno pode ser observado, principalmente, nos níveis educacionais e nos níveis setoriais. No caso da idade e da experiência dos agentes, temos um reforço de que quanto mais experientes são os trabalhadores, maiores salários eles terão. Os resultados apontam, no entanto, que os efeitos da experiência e da educação são menores no caso dos efeitos aleatórios e, especialmente, no caso dos efeitos fixos. Isso sugere que essa estratégia empírica captura grande parte da explicação anteriormente atribuída a estas variáveis, e uma possível explicação reside no fato de que a questão do nível do funcionário público começa a ser controlada, isto é, agora funcionários municipais, estaduais e federais passam a ser controlados.

Os efeitos fixos passam a representar boa parte da explicação, principalmente por existirem diversos fatores determinantes do salário. Dessa forma, a análise da decomposição, que busca identificar a explicação dos demais controles do modelo, torna-se menos importante e um novo fator ganha relevância. Assim como encontrado por Krueger (1988), para o caso americano, e por Bargain e Melly (2008), para o caso francês, os efeitos fixos reduzem o diferencial explicado pelas variáveis de controle, especialmente por conta das subdivisões dentro dos serviços públicos, que passam a ser controladas. Entretanto, as variáveis educacionais, setoriais e de experiência continuam a representar boa parte da explicação geral.

### 5.1. Oaxaca Blinder - Painel

A partir da metodologia proposta por Kröger e Hartmann (2021), é possível analisar o diferencial salarial entre funcionários públicos e privados ao longo do tempo. Para essa análise, pode-se realizar o exercício de se considerar apenas a primeira e a última amostra daqueles que mudaram de regime. Dessa forma, a análise será feita em dois períodos (0 e 1), em que os salários estarão deflacionados na mesma base, já que as entrevistas são feitas em diferentes períodos do tempo.<sup>7</sup>

Na tabela 5, constata-se que a parte explicada do modelo de efeitos aleatórios representa 0,327 pontos de log no tempo 0 e 0,324 no tempo 1, sendo esses os maiores fatores da decomposição. A parte não explicada representa 0,130 no tempo 0 e 0,134 no tempo 1, o que representa 26,8% e 27,5 % do total da decomposição.

Utilizando o modelo de efeitos fixos, também na tabela 5, observa-se, como parte explicada da decomposição, 0,076 pontos de log no tempo 0 e 0,074 no tempo 1, já no impacto dos efeitos fixos encontramos 0,355 no tempo 0 e 0,354 no tempo 1. Como em ambos os modelos temos o mesmo delta de médias incondicionais, observamos que existe uma migração do fator de decomposição explicado para o efeito fixo.

Um ponto importante é que a parte não explicada pela metodologia de efeitos fixos é a representação pura do prêmio do setor público. Semelhante ao encontrado por Emilio, Ponczek e Botelho (2012), chegamos a um prêmio de 4% e as demais variáveis justificam-se tanto pelas variáveis explicativas quanto por características dos efeitos fixos dos agentes.

<sup>7</sup> Por questões computacionais, todas as variáveis foram transformadas em fatores, mantendo somente o salário em nível. Além disso, conforme mostrado na metodologia, teremos a adição de mais uma componente explicativa para os modelos em painel (efeitos fixos/aleatórios)

Tabela 5 - Oaxaca-Blinder - Painel

Tempo	Diferença de Médias			
	Efeitos Aleatórios		Efeitos Fixos	
	0	1	0	1
<i>Observed</i>	0.487	0.487	0.487	0.487
RE/FE	0.165	0.164	0.425	0.424
<i>Prediction</i>	0.322	0.323	0.062	0.063
Base	0.487	0.487	0.487	0.487

	Decomposição Oaxaca			
	0	1	0	1
Explicada	0.327	0.324	0.076	0.074
Não Explicada	0.13	0.134	0.056	0.059
EA/EF	0.03	0.029	0.355	0.354
Total	0.487	0.487	0.487	0.487

	% Decomposição			
	0	1	0	1
Explicada	67.10%	66.50%	15.60%	15.20%
Não Explicada	26.80%	27.50%	11.50%	12.10%
EA/EF	6.10%	6.00%	72.90%	72.70%
Total	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

Fonte: Elaborado pelos autores (PNADC).

Por uma questão de robustez da análise, a tabela 6 replica o modelo anterior, porém apenas com as observações que mudaram de regime. Dessa forma, teremos a primeira observação pré-mudança de regime e a primeira pós-mudança. Como a diferença de tempo é de três meses, a probabilidade de mudanças significativas de produtividade para esses agentes é baixa.

Com a tabela 6, constata-se um diferencial salarial de 0,225 no tempo 0 e 0,213 no tempo 1, enquanto no caso da amostra toda temos 0,487 nos dois tempos. Outro ponto relevante é que, no modelo de efeitos fixos, o prêmio de 5% se mantém no tempo 0 e com uma redução para 4,4% no tempo 1.

Com a regressão em painel apenas para os que mudaram de regime, temos uma redução do prêmio também no modelo de efeitos aleatórios. No modelo completo, entretanto, temos que a parte não explicada representa 26,8% no tempo 0 e 27,5% no tempo 1. Por outro lado, conforme resultados expostos na tabela 6, temos que o percentual não explicado representa 36,4% no tempo 0 e 34,6% no tempo 1, aumentando ainda mais o prêmio para o setor público.

Quando utilizamos modelos de efeitos aleatórios, conforme proposto por Kröger e Hartmann (2021), esperamos que seus impactos dentro da explicação sejam os menores possíveis. Conforme as estimações apresentadas na tabela 5, considerando os percentuais alocados, temos 0,030 no tempo 0 e 0,029 no tempo 1. Já na tabela 6 temos 0,034 no tempo 0 e 0,031 no tempo 1. Em ambos os casos, portanto, os efeitos aleatórios são os componentes de menor contribuição na decomposição. Entretanto, conforme já demonstrado, o teste de Hausmann rejeita este modelo, dando preferência para o modelo de efeitos fixos.

A análise do modelo de efeitos fixos constata que, no primeiro caso (tabela 5), a diferença explicada por esses efeitos é de 0,355 no tempo 0 e 0,354 no tempo 1. Para o modelo que considera apenas os indivíduos que mudaram de regime (tabela 6), temos 0,134 no tempo 0 e 0,130 no tempo 1. Ou seja, a maior contribuição para o prêmio está alocada na diferença das características invariantes. Esse resultado representa a robustez do modelo, indicando que o prêmio, de fato, reside apenas na parte não explicada.

Tabela 6 - Oaxaca Painel - Mudança de Regime

Tempo	Diferença de Médias			
	Efeitos Aleatórios		Efeitos Fixos	
	0	1	0	1
<i>Observed</i>	0.225	0.213	0.225	0.213
RE/FE	0.14	0.138	0.161	0.159
<i>Prediction</i>	0.085	0.076	0.064	0.055
Base	0.225	0.213	0.225	0.213
	Decomposição Oaxaca			
Explicada	0.109	0.109	0.040	0.040
Não Explicada	0.082	0.074	0.051	0.043
EA/EF	0.034	0.031	0.134	0.13
Total	0.225	0.213	0.225	0.213
	% Decomposição			
Explicada	48.30%	51.00%	17.70%	18.80%
Não Explicada	36.40%	34.60%	22.60%	20.40%
EA/EF	15.20%	14.40%	59.70%	60.80%
Total	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

Fonte: Elaborado pelos autores (PNADC).

Assim como Krueger (1988), é importante ressaltar que o diferencial entre as metodologias pode estar em erros de mensuração ou em características invariantes dos agentes. Como nos demais casos, fica evidente que existe uma redução do prêmio e que o poder explicativo migra das variáveis observáveis para as características não observáveis dos agentes. Analisando temporalmente, também é possível observar uma manutenção do diferencial ao longo do tempo, seja com a base completa, seja com a base apenas daqueles que migraram. No primeiro caso, temos um diferencial salarial de 0,487 pontos de log tanto no tempo 1 quanto no tempo 2. Já com a segunda base temos um prêmio de 0,225 no tempo 0, com redução para 0,213 no tempo 1, tais resultados estão alinhados com as evidências encontradas por Foguel *et al.* (2000), Belluzzo, Anuatti-Neto e Pazello (2005) e Braga, Firpo e Gonzaga (2008).

Outro fator relevante é que mesmo considerando apenas aqueles que mudaram de regime de trabalho, o prêmio para o setor público continua muito semelhante no caso em que temos toda a amostra, isto é, o prêmio de 5% para o setor público se mantém. No primeiro caso, a parte não explicada representava em torno de 11,5% nos efeitos fixos e 26,8% nos efeitos aleatórios, quando reduzimos a amostra para apenas aqueles que mudaram de regime temos um aumento significativo de aproximadamente 10 pontos percentuais para a parte não explicada. No caso dos efeitos aleatórios, tivemos uma migração do percentual explicado para o não explicado; já no de efeitos fixos a parte explicada se mantém próxima ao caso de amostra completa, mas com redução das explicações dadas pelos efeitos fixos.

## 5.2. Diferentes regimes trabalhistas: análise em painel

Uma possível abordagem é se os regimes estatutários e celetistas diferem no tamanho do prêmio observado para o setor público.

Tabela 7 - Oaxaca - Painel - Regimes Geral

Tempo	Diferença de Médias							
	CLT Priv x Estatutário				CLT Priv x CLT Publ			
	Efeitos Aleatórios		Efeitos Fixos		Efeitos Aleatórios		Efeitos Fixos	
	0	1	0	1	0	1	0	1
Observado	0.520	0.518	0.520	0.518	0.299	0.307	0.299	0.307
RE/FE	0.121	0.119	0.425	0.423	0.147	0.152	0.278	0.284
Predição	0.399	0.399	0.095	0.095	0.152	0.155	0.021	0.023
Base	0.520	0.518	0.520	0.518	0.299	0.307	0.299	0.307
	Decomposição Oaxaca							
Explicado	0.348	0.346	0.081	0.08	0.178	0.174	0.044	0.041
Não Explicado	0.152	0.153	0.087	0.088	0.09	0.097	0.021	0.026
RE/FE	0.020	0.019	0.352	0.35	0.031	0.037	0.235	0.241
Total	0.52	0.518	0.52	0.518	0.299	0.307	0.299	0.307
	% Decomposição							
Explicado	66.90%	66.80%	15.50%	15.40%	59.50%	56.50%	14.60%	13.20%
Não Explicado	29.20%	29.60%	16.70%	17.00%	30.00%	31.60%	6.90%	8.30%
RE/FE	3.90%	3.60%	67.80%	67.60%	10.50%	12.00%	78.50%	78.40%
Total	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

Fonte: Elaborado pelos autores (PNADC).

A partir da tabela 7 verifica-se que o diferencial observado entre celetistas privados e estatutários é de 0,520 no tempo 0 e 0,518 no tempo 1; já no caso entre celetistas públicos e privados o diferencial é de 0,299 no tempo 0 e 0,307 no tempo 1. Decompondo o diferencial obtido por efeitos fixos, nota-se que, no caso celetista privado contra estatutário, 0,352 (67,8% da decomposição) no tempo 0 e 0,350 (67,6% da decomposição) no tempo 1 é dado pelo próprio impacto do efeito fixo. Outro ponto importante é que há um prêmio não explicado de 9% para os funcionários estatutários e 2% para os celetistas públicos.

Observando o percentual não explicado ao longo do tempo, verifica-se que o prêmio não explicado dos modelos de efeitos fixos para os estatutários aumentou de 8,7% para 8,8%; já no caso dos celetistas públicos existe um aumento de 2,1% para 2,6%. No caso dos celetistas públicos, há um

aumento no diferencial salarial com aumento da parte não explicada. No caso dos estatutários, mesmo com a redução do diferencial, o percentual decomposto não explicado tem um aumento de 16,7% para 17,0%, demonstrando que, mesmo reduzindo-se o diferencial, não se observa uma mudança nas características dos funcionários desse regime. Vale ressaltar que no período de análise do presente estudo, 2016-2019, o Brasil passou tanto por desregulamentações da legislação trabalhista como por períodos de recessão. Tais fenômenos podem contribuir para a ampliação do prêmio para o setor público. Como discutido por Gregory e Borland (1999), os empregos públicos são menos sensíveis às flutuações econômicas.

Tabela 8 - Oaxaca - Paineis - Regimes Transição

Tempo	Diferença de Médias							
	CLT Priv x Estatutário				CLT Priv x CLT Publ			
	Efeitos Aleatórios		Efeitos Fixos		Efeitos Aleatórios		Efeitos Fixos	
	0	1	0	1	0	1	0	1
Observado	0.263	0.231	0.263	0.231	0.173	0.187	0.173	0.187
RE/FE	0.117	0.103	0.169	0.148	0.129	0.126	0.159	0.156
Predição	0.146	0.128	0.095	0.083	0.044	0.061	0.014	0.032
Base	0.263	0.231	0.263	0.231	0.173	0.187	0.173	0.187
Decomposição Oaxaca								
Explicado	0.138	0.141	0.056	0.062	0.084	0.087	0.027	0.025
Não Explicado	0.109	0.083	0.075	0.061	0.052	0.062	0.015	0.029
RE/FE	0.016	0.006	0.132	0.108	0.037	0.038	0.131	0.134
Total	0.263	0.231	0.263	0.231	0.173	0.187	0.173	0.187
% Decomposição								
Explicado	52.40%	61.20%	21.20%	26.80%	48.50%	46.70%	15.70%	13.20%
Não Explicado	41.50%	36.00%	28.60%	26.60%	30.10%	33.30%	8.50%	15.50%
RE/FE	6.10%	2.80%	50.20%	46.60%	21.40%	20.00%	75.80%	71.40%
Total	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

Fonte: Elaborado pelos autores (PNADC).

Com os dados da tabela 8, utilizando como amostra apenas aqueles que mudaram entre os regimes, observa-se que existe uma redução no diferencial salarial quando comparado ao caso em que se considera toda a amostra. No caso dos estatutários, verifica-se um diferencial de 0,263 no tempo 0 e 0,231 no tempo 1. Desse diferencial, aproximadamente 50% são devidos

a efeitos fixos dos agentes (0,263 no tempo 0 e 0,231 no tempo 1); já no prêmio não explicado observa-se 0,075 no tempo 0 e 0,061 no tempo 1, o que revela uma redução de 7,7% para 6,2%. Utilizando o método de efeitos fixos, quando comparamos o prêmio não explicado para aqueles que não necessariamente mudaram de regime, observa-se um aumento de 0,01 pontos de log; já no caso atual encontramos uma redução de 0,014 pontos de log, o que demonstra que o prêmio para aqueles que decidiram mudar vem reduzindo no caso dos funcionários estatutários.

Para a comparação de celetistas privados e públicos, a partir do método de efeitos fixos e aleatórios, existe um diferencial salarial de 0,173 no tempo 0 e 0,187 no tempo 1. Decompondo os diferenciais salariais, observa-se que mais do que 70% da diferença é explicada por efeitos fixos (características invariantes no tempo) e que o prêmio não explicado é de 1,5% no tempo 0 e 2,9% no tempo 1. Esse resultado evidencia que não só o diferencial cresceu, mas como também há prêmio para o funcionário do regime celetista público.

## 6. Robustez

### 6.1. Análise Cross-Section

Uma análise alternativa, que serve como comparação e como checagem de robustez dos resultados obtidos, é a análise dos dados em metodologia de *cross section*. O primeiro exercício empírico busca avaliar o diferencial salarial entre trabalhadores celetistas privados contra funcionários do setor público, independentemente dos regimes (celetista/estatutário) a que pertencem. Para isso, avaliaremos características dos agentes que englobam as variáveis que possivelmente impactam a produtividade e, conseqüentemente, os salários.

Com as regressões presentes na tabela 9 é possível inferir que existe um prêmio positivo para o setor público, o que já é consenso na literatura. No caso de uma regressão simples, temos um prêmio negativo para o setor privado celetista de 12,8% em comparação ao setor público; já quando adicionamos os pesos para cada pessoa da amostra, o prêmio é reduzido para

9,8%; a partir da regressão encontramos valores próximos àqueles encontrados por Marconi (2014) (16%) e Braga, Firpo e Gonzaga (2008) (22%).

Tabela 9 - MQO - Principais Variáveis

	Variável dependente: Log(Salário)		
	Amostra Completa	Público	Privado
	(1)	(2)	(3)
CLT Privado	-0.110*** (0.001)		
Idade	0.049*** (0.0002)	0.026*** (0.001)	0.052*** (0.0002)
Idade^2	-0.0005*** (0.000)	-0.0002*** (0.00001)	-0.001*** (0.000)
Homem	0.283*** (0.001)	0.359*** (0.002)	0.256*** (0.001)
Negro	-0.178*** (0.001)	-0.212*** (0.002)	-0.168*** (0.001)
Experiência	0.015*** (0.0001)	0.014*** (0.0001)	0.016*** (0.0001)
Anos de Estudo	0.084*** (0.0001)	0.127*** (0.0004)	0.076*** (0.0001)
Rural	-0.092*** (0.002)	-0.320*** (0.005)	-0.026*** (0.002)
Constante	5.304*** (0.005)	5.157*** (0.017)	5.255*** (0.005)
Observações	1,375,416	314,347	1,061,069
R2	0.399	0.369	0.356
R2 ajustado	0.399	0.369	0.356

Nota: \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Da perspectiva dos controles utilizados, também é possível observar que homens recebem um salário maior que o das mulheres, pessoas pretas recebem salários menores que pessoas de outras cores, e que os anos de estudo também geram resultados positivos. Quando observamos a variável anos de estudo na regressão para funcionários públicos (coluna 3), é possível observar que maior escolaridade nesse setor gera maiores salários, enquanto no setor privado isto possui um impacto positivo de menor magnitude.

Conforme as estimativas, é possível observar que podem existir diferenciais não explicados devido a algumas características: o fato de ser negro, mulher, trabalhar no ambiente rural e participar de alguns setores são fatores que sinalizam diferenciais salariais negativos.

A adição de controles, apresentados na tabela 15 do apêndice, demonstra que, em alguns casos, algumas características levam a acréscimos salariais, como ter o ensino superior completo, trabalhar mais horas por semana e participar de cargos que exijam qualificação, como gestor ou nível técnico elevado.

## 6.2. Oaxaca-Blinder - Cross Section

Os resultados obtidos por meio do método de Oaxaca-Blinder para as mesmas regressões propostas, porém separando-as entre celetistas privados e funcionários públicos estão presentes na tabela 10.

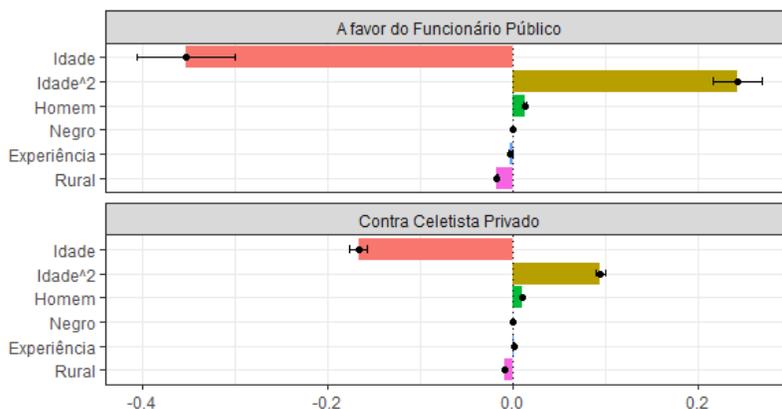
**Tabela 10 - Oaxaca Blinder - Total**

Oaxaca-Blinder	Coef (Ln)	95% Intervalo de Confiança	
Funcionário Público	7.828	7.826	7.831
Funcionário Privado	7.345	7.344	7.346
Diferença	0.484	0.481	0.487
Explicado	0.364	0.386	0.393
Não Explicado	0.119	0.090	0.097

Fonte: Elaborado pelos autores (PNADC)

Com os dados dispostos na tabela é possível avaliar que o diferencial salarial entre celetistas privados e funcionários do setor público é de 0,48 pontos de log, sendo que 0,36 são explicados por variáveis observáveis e 0,11 por alguma variável não observável (prêmio para o setor público). A diferença salarial de 0,48 obtida pela diferença de médias entre os dois grupos é semelhante àquela encontrada nos trabalhos de Foguel *et al.* (2000) (0,43 - 0,58) e Belluzzo, Anuatti-Neto e Pazello (2005) (0,45 - 0,57).

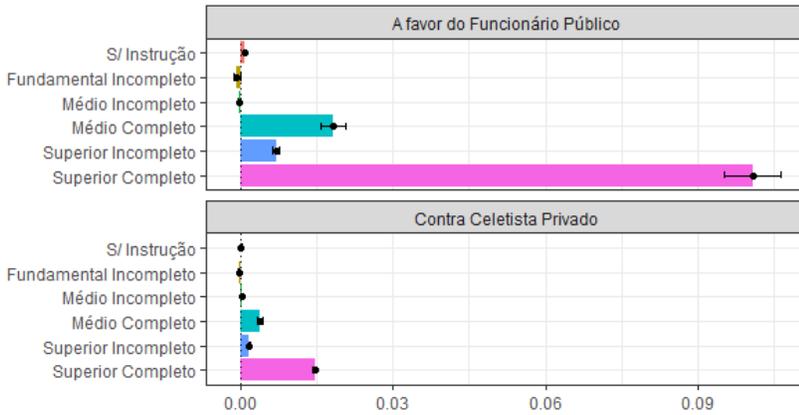
Para uma avaliação da parte não explicada do diferencial salarial, apresentaremos a regressão pela sua contribuição, nas figuras a seguir, e pelas barras pretas será dado o nível de confiança para 95%.



**Figura 6 - Oaxaca - Variáveis Base**

Fonte: Elaborado pelos autores (PNADC)

Na figura 6 podemos ver que a idade é um fator importante no diferencial de salário, representando -0,52 pontos de log da diferença entre os grupos. Com a adição do quadrado da idade, o diferencial representa -0,18 pontos de log do percentual não explicado. A idade dos agentes e a experiência podem ser vistas na figura 10, no apêndice, que representa o percentual explicado do diferencial salarial e também demonstra a importância destas variáveis. O resultado é que ser mais experiente ou ter uma idade mais avançada é um fator que potencializa os salários públicos, mas de forma superior, a ponto de gerar um prêmio positivo dentro dessas variáveis. Uma possível explicação para esse resultado é que, em média, os planos de carreira do setor público privilegiam progressões por tempo de serviço.



**Figura 7 - Oaxaca - Educacionais**

Fonte: Elaborado pelos autores (PNADC)

Os resultados para variáveis educacionais, apresentados na figura 7, apontam que, mesmo representando um percentual pequeno da diferença, a maior parte do diferencial está alocada em pessoas com maior nível educacional, em que aquelas que possuem o superior completo representam 0,12 pontos de log da diferença salarial não explicável. Com isso, pode-se argumentar que o fato de ter uma maior educação representa para o funcionário público algo mais recompensador do que para o funcionário privado. Tal resultado pode ser devido tanto a uma possível diferença de qualidade das instituições de ensino superior que os agentes frequentam como por planos de carreira mais atrativos à capacitação no setor público. Quando observamos a parte sujeita à explicação na figura 10, no apêndice, é possível demonstrar que boa parte do diferencial reside no fato do agente possuir ensino superior completo, porém, ao mesmo tempo, essa variável demonstra dar um prêmio maior ao funcionário do setor público.

Com relação às horas trabalhadas, verifica-se, na figura 8, que as pessoas que trabalham de 40 a 44 horas semanalmente representam a maior parte da parcela não explicada desse subgrupo, sendo representado por -0,07 pontos de log.

A partir do subgrupo de setores, figura 9, é perceptível que existe um grande diferencial de -0,21 pontos de log na explicação do diferencial salarial, e isso demonstra que funcionários públicos que trabalham com educação e saúde recebem um prêmio menor.

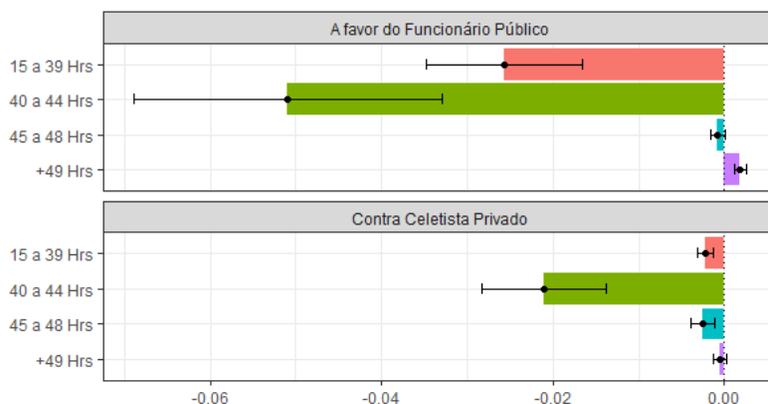


Figura 8 - Oaxaca - Horas Trabalhadas

Fonte: Elaborado pelos autores (PNADC)

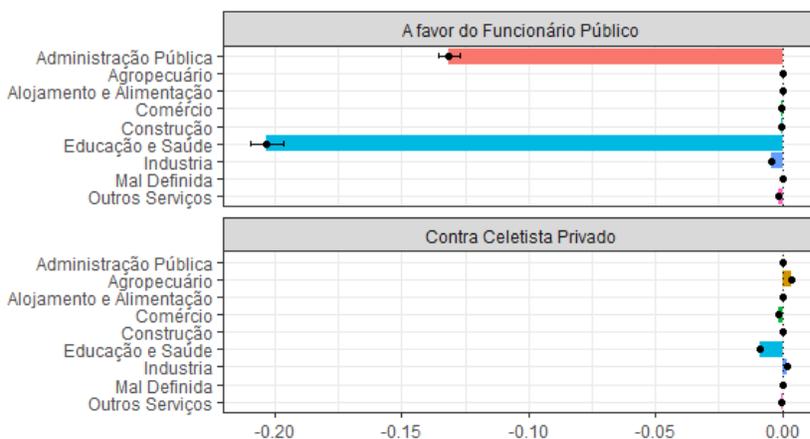


Figura 9 - Oaxaca - Setorial

Com as informações apresentadas na figura 10, no apêndice, é possível avaliar o impacto de cada variável regredida e observar as suas proporções. A diferença que pode ser explicada, os 0,39 pontos de log, é dada pela soma dos coeficientes de ambos os grupos, e demonstra que grande parte do diferencial é dado pela idade, experiência (idade), superior completo e o setor acadêmico. Já em perspectiva contrária à diferença, o setor de educação e saúde e o gênero masculino são fatores que servem de contrapeso na explicação.

Por fim, observa-se que a idade, a experiência e o grau educacional são as três variáveis que mais explicam o diferencial, assim como no trabalho de Vaz e Hoffmann (2007). No caso dos autores, o diferencial é dado por 0,14 e 0,25 para escolaridade (utilizando dados de 2005); já no caso explicitado, o qual utiliza uma metodologia muito semelhante com dados empilhados, temos um diferencial explicável de 0,21 e 0,23.

Com os dados dispostos, existem alguns pontos de análise importantes, mesmo com as mulheres sendo maioria no setor público é possível observarmos que ser homem leva alguém a possuir salários maiores, o que é corroborado pelo fato das mulheres comporem em sua grande maioria o setor de educação e saúde. Conforme já mostrado na figura 3, os salários de educação e saúde são dos menores entre as ocupações, o que acaba servindo como um contrapeso para o diferencial salarial entre os servidores públicos e privados.

### *6.3. Comparação entre celetistas em empresas públicas, em empresas privadas e estatutários*

Uma outra análise importante dentro da avaliação do prêmio público é a separação do prêmio por regimes celetistas e estatutários, para isso, iremos avaliar todos os regimes.

Com os dados da PNAD é possível observar que existem duas perspectivas: em média, os servidores públicos ganham mais do que funcionários do setor privado; e, dentro do setor público, os funcionários do regime estatutário recebem um salário médio maior do que os celetistas. Com base nesses dados, é possível observar que os prêmios, sob a ótica de dados transversais e pela metodologia de Oaxaca-Blinder, são estatisticamente significantes.

Tabela 11 - Oaxaca - Todos os regimes trabalhistas

Estatutário x Celetista Privado				
Ln(Salário)	Coef.	z	95% Intervalo de Confiança	
Estatutário	7.845	-	7.842	7.848
Celetista Privado	7.345	-	7.344	7.346
Diferença	0.501	314.36	0.498	0.504
Explicável	0.405	227.21	0.432	0.439
Não Explicável	0.095	33.43	0.062	0.069
Celetista Público x Celetista Privado				
Ln(Salário)	Coef.	z	95% Intervalo de Confiança	
Celetista Público	7.713	-	7.705	7.722
Celetista Privado	7.345	-	7.344	7.346
Diferença	0.369	87.11	0.36	0.377
Explicável	0.198	69.67	0.205	0.217
Não Explicável	0.170	45.74	0.151	0.164

Fonte: Elaborado pelos autores (PNADC).

Conforme a tabela 11, analisando os dados para estatutários contra celetistas privados, encontramos o maior prêmio para o setor público. Isso aponta para o fato de que, quando analisamos todo o setor público contra o setor privado, os celetistas públicos possuem peso suficiente para reduzir o prêmio. Entretanto, como demonstrado na figura 10 do apêndice, boa parte da explicação reside no fato de funcionários estatutários possuírem mais experiência (idade), maior nível educacional e estarem presentes em serviços intelectuais (ex: ciência). Pela perspectiva da parcela não explicada, é possível observar que a maior parte está localizada no fato do setor público pagar maiores salários, independentemente do setor. A análise das demais variáveis reforça o fato de que, mesmo possuindo ensino superior completo ou mais idade, no setor privado, não há equiparação salarial com os funcionários públicos estatutários.

No segundo caso, em que consideramos os funcionários celetistas públicos contra os privados, continuamos a observar um prêmio favorável ao setor público, porém inferior ao observado para os servidores estatutários. Nesse caso, observa-se um aumento proporcional da parte não explicada, o que corrobora a ideia de que, mesmo exercendo a mesma função, funcionários públicos recebem na média um salário maior. Como nessa análise todos os agentes estão no mesmo regime, a parte não explicada é proporcional-

mente maior do que a do caso anterior. A partir da figura 11, localizada no apêndice, verifica-se que a parte explicada, assim como no caso anterior, reside na educação e na experiência dos agentes. Já a parte não explicada, em sua maior parte, está no intercepto, o que demonstra novamente um salário base superior ao setor público pelo fato de pertencerem a este setor.

A partir da avaliação dos dois casos é possível observar que funcionários estatutários são aqueles que possuem o maior prêmio entre os funcionários públicos, quando comparados aos funcionários privados. O principal ponto reside no tamanho da parte não explicada. No caso dos celetistas privados contra os estatutários, a parte não explicada (prêmio puro) representa 12% do total do diferencial; já no caso entre os celetistas públicos e privados a parte não explicada é de 42%. Isso demonstra existir um diferencial de salário atribuído ao regime muito maior entre os celetistas.

#### 6.4. Comparação de Metodologias

Para uma comparação final, são dispostos os resultados da avaliação de *cross section* empilhada e a aplicação do método de Oaxaca-Blinder convencional, junto ao modelo de efeitos fixos. Um ponto de destaque, já citado ao longo do trabalho, é que temos um painel desbalanceado, que pode gerar inconsistências nas metodologias de painel. Entretanto, os indicadores tanto das regressões quanto da própria decomposição de Oaxaca-Blinder (*cross section* e painel) demonstram consistência estatística para os modelos.

Tabela 12 - Modelos - Todos Regimes

Pontos de Log	Cross-Section	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios
Diferença Salarial	0.484	0.487	0.487
Explicável	0.364	0.086	0.327
Não Explicável	0.119	0.056	0.130
RF/EF	0.00	0.355	0.030
	Participação no Diferencial		
Explicável	75%	18%	67%
Não Explicável	25%	11%	27%
RF/EF	0%	73%	6%

Fonte: Elaborado pelos autores (PNADC).

Para as comparações em painel utiliza-se o tempo base para a comparação com o caso *cross section*, isto é, nos baseamos nos resultados encontrados no tempo 0. Todos os resultados estão alinhados e confirmam resultados anteriormente encontrados tanto nos casos *cross section* como nos casos em painel.

A partir dos dados dispostos na tabela 12, verifica-se que o modelo de efeitos fixos detém o menor percentual não explicado dentre todos os modelos, muito devido ao impacto da variável de efeitos fixos. Já, quando comparamos o modelo *cross section* com o modelo de efeitos aleatórios, encontramos uma distribuição muito semelhante das explicações. Comparando-se a parte explicável dos modelos, observa-se um diferencial de 0,484 no modelo *cross section* e 0,487 nos modelos de painel. A diferença reside na explicação do diferencial salarial. No caso *cross section*, 81% da diferença é passível de explicação por variáveis observáveis, enquanto no modelo de efeitos fixos é apenas 18%, e nos efeitos aleatórios 67%.

A partir da tabela 12 também verificamos que o prêmio não explicado para o modelo de *cross section* é de 10%, de 6% nos efeitos fixos e de 14% no modelo de efeitos aleatórios. Por fim, no caso de efeitos fixos, observa-se um percentual de 73% do total da diferença, o que demonstra que o diferencial salarial entre os servidores em boa parte pode ser explicado por aquelas variáveis que se mantêm constantes no tempo.

Cabe ressaltar que os resultados se baseiam no pressuposto de que a decisão da situação de emprego não está correlacionada com os salários por meio da parte variante do tempo do termo de erro. Para uma maior confiança, demonstramos o fato utilizando como base apenas aqueles que se movem no tempo, e o percentual das variáveis se manteve muito próximo do caso geral.

Tabela 13 - Modelos - Celetistas Privados x Estatutários

Pontos de Log	Cross-Section	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios
Diferença Salarial	0.501	0.520	0.520
Explicável	0.405	0.081	0.348
Não Explicável	0.095	0.087	0.152
EA/EF	0.000	0.352	0.020
Participação no Diferencial			
Explicável	81%	16%	67%
Não Explicável	19%	17%	29%
EA/EF	0%	68%	4%

Fonte: Elaborado pelos autores (PNADC).

Avaliando o caso dos celetistas privados contra os estatutários, a partir da tabela 13, encontramos um diferencial salarial de 0,501 pontos de log para o modelo *cross section* e 0,520 para os modelos em painel. Assim como nos demais casos já expostos, os percentuais alocados para a explicação da diferença se mantêm muito semelhantes e os efeitos fixos continuam a predominar nos modelos de painel.

Tabela 14 - Modelos - Celetistas Privados x Celetistas Públicos

Pontos de Log	Cross-Section	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios
Diferença Salarial	0.369	0.299	0.299
Explicável	0.198	0.044	0.178
Não Explicável	0.170	0.021	0.090
EA/EF	0.000	0.235	0.031
Participação no Diferencial			
Explicável	53%	15%	60%
Não Explicável	47%	7%	30%
EA/EF	0%	79%	10%

Fonte: Elaborado pelos autores (PNADC).

Comparando agora os regimes celetistas privado e público na tabela 14, observa-se um diferencial salarial de 0,369 no caso *cross section*. No caso painel, temos uma diferença menor, de 0,299 pontos de log, potencialmente explicada pela inclusão de efeitos fixos.

## 7. Conclusão

O presente trabalho teve como objetivo estimar o diferencial salarial entre funcionários públicos e privados no Brasil. Utilizando a PNAD Contínua de 2016 até 2019, buscou-se entender se são questões estruturais do setor público ou apenas características dos agentes que explicam esse diferencial. Como metodologia, utilizamos métodos convencionais conhecidos na literatura de dados transversais e longitudinais como forma de alcançar os resultados. Dessa forma, contribuímos com a literatura adicionando ao debate o impacto dos efeitos fixos dos agentes ao longo do tempo, a nova metodologia de banco de dados da PNADC e a comparação tanto em *cros-section* como em painel dos regimes privados e públicos.

O pagamento de maiores salários aos servidores públicos impacta diretamente as contas públicas, além de produzir efeitos negativos sobre alocação ocupacional, produtividade e nível de produto da economia. Conforme demonstrado ao longo do trabalho, encontramos diferenciais positivos para os funcionários públicos, mesmo existindo variáveis que corroboram o prêmio como a educação e a experiência. Quando observamos o diferencial ao longo do tempo, utilizando a média incondicional dos salários, encontramos uma tendência de alta com a maior contribuição vinda dos celetistas públicos. Por meio da perspectiva da decomposição desses diferenciais, utilizando o método de Oaxaca-Blinder, encontramos que o percentual explicado é constante no tempo, porém com aumento da parte não explicada, isto significa que há um aumento no prêmio salarial ao longo do tempo.

Com relação aos resultados das aplicações de metodologias em painel, foi possível corroborar os resultados encontrados por Emilio, Ponczek e Botelho (2012), que encontram um prêmio próximo de 3% para salários mensais ao utilizar regressões com efeito fixo controladas por variáveis como a experiência, a idade, escolaridade, setor e função dos agentes. Com a decomposição das regressões ponderadas pelos tempos antes (0) e depois (1) propostos na metodologia, foi possível encontrar um diferencial semelhante ao caso transversal (0,487 longitudinal contra 0,484 transversal). Entretanto, no caso longitudinal, há a implementação de mais uma variável além das componentes (explicadas e não explicadas), que é o efeito fixo ou aleatório. A partir das regressões de efeitos fixos, verifica-se a migração de uma massiva parte do resultado para essa variável, em detrimento das componentes dadas pelas variáveis observáveis. No caso mais geral, os efeitos fixos fornecem um prêmio (parte não explicada) de 5,7% (11% do total) e

7,8% (15,6% do total) para a parte não explicada, enquanto os efeitos fixos representam 42% (72,9% do total) do prêmio. Assim, diferentemente dos casos anteriores, ao tratar o diferencial temporalmente, observamos que 72% da diferença existente reside em características não observáveis dos agentes, que variam no tempo. Separando a amostra apenas para aqueles que transitaram entre os setores, corroboramos a mesma ideia, porém com aumento da parte não explicada (prêmio do setor público).

As limitações do trabalho são principalmente devido ao tamanho do banco de dados e à formulação do mesmo. Conforme descrito na seção de dados, não é possível acompanhar todos os indivíduos de forma simultânea e, portanto, as análises em painel, por definição, excluem os agentes que aparecem apenas uma vez nas entrevistas e as pessoas que aparecem apenas uma vez entre o primeiro trimestre de 2016 e o último trimestre de 2019. Dessa forma, sugere-se que trabalhos futuros adotem formas de reponderação da amostra de modo a considerar a possibilidade de taxas de abandono diferentes entre os grupos na base em painel.

Em resumo, corroboramos os efeitos já observados na literatura clássica sobre o assunto no Brasil tanto no tamanho do diferencial quanto na sua explicação. Adicionalmente, foi possível contribuir com a literatura propondo a perspectiva de painel, que demonstra que a parte não explicada do prêmio reside em discriminações e variáveis não observáveis que variam no tempo. As evidências aqui encontradas podem contribuir com o debate sobre a reforma do Estado brasileiro.

## Referências

- Baltagi, Badi H. 2005. *Econometric Analysis of Panel Data*. 3. ed. Chichester [u.a.]: Wiley. [http://gso.gbv.de/DB=2.1/CMD?ACT=SRCHA&SRT=YOP&IKT=1016&TRM=ppn+478541953&sourceid=fwb\\_bibsonomy](http://gso.gbv.de/DB=2.1/CMD?ACT=SRCHA&SRT=YOP&IKT=1016&TRM=ppn+478541953&sourceid=fwb_bibsonomy).
- Barbosa, Klenio, e Fernando V Ferreira. 2019. "Occupy Government: Democracy and the Dynamics of Personnel Decisions and Public Finances." Working Paper 25501, Working Paper Series, National Bureau of Economic Research, Cambridge. doi:10.3386/w25501.
- Bargain, Olivier, e Blaise Melly. 2008. "Public Sector Pay Gap in France: New Evidence Using Panel Data." University College Dublin, Open Access Publications from University College Dublin, January, Dublin.
- Belluzzo, Walter, Elaine Pazello, e Francisco Anuatti-Neto. 2005. "Distribuição de salários e o diferencial público-privado no Brasil." *Revista Brasileira de Economia* 59 (December). scielo: 511–33. [http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0034-71402005000400001&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-71402005000400001&nrm=iso).
- Blinder, Alan S. Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. 1973. *Journal of Human Resources*: 436-455.
- Bös, Dieter. 1985. "Chapter 3: Public Sector Pricing." In *Handbook of Public Economics*, editado por Auerbach, A.J., R. Chetty, M. Feldstein, e E. Saez, 129-211. Amsterdã: Elsevier. doi:[https://doi.org/10.1016/S1573-4420\(85\)80006-9](https://doi.org/10.1016/S1573-4420(85)80006-9).
- Braga, Breno, Sergio Firpo, e Gustavo Gonzaga. 2008. "Escolaridade e o Diferencial de Rendimentos Entre o Setor Privado e o Setor Público no Brasil." Textos Para Discussão 39, Department of Economics PUC-Rio (Brazil), Rio de Janeiro.
- Campos, Maria, Domenico Depalo, Evangelia Papapetrou, Javier Pérez, e Roberto Ramos. 2017. "Understanding the Public Sector Pay Gap." *IZA Journal of Labor Policy* 6 (December). doi:10.1186/s40173-017-0086-0.
- Cavalcanti, Tiago, e Marcelo Santos. 2021. "(Mis) Allocation Effects of an Overpaid Public Sector." *Journal of the European Economic Association* 19 (2): 953–99.
- Depalo, Domenico, Raffaella Giordano, e Evangelia Papapetrou. 2015. "Public–Private Wage Differentials in Euro-Area Countries: Evidence from Quantile Decomposition Analysis." *Empirical Economics* 49 (3): 985–1015.
- Emílio, Daulins, Fernando Botelho, e Vladimir Ponczek. 2012. "Evaluating the wage differential between public and private sectors in Brazil." *Brazilian Journal of Political Economy* 32 (March). scielo: 72–86. [http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0101-31572012000100005&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0101-31572012000100005&nrm=iso).
- Fernández-de-Córdoba, Gonzalo, Javier J Pérez, e José L Torres. 2012. "Public and Private Sector Wages Interactions in a General Equilibrium Model." *Public Choice* 150 (1-2) 309–26.
- Foguel, Miguel N. et al. 2000. "The public-private wage gap in Brazil." *Revista Brasileira de Economia* 54 (December). scielo: 433–72. [http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0034-71402000000400003-&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-71402000000400003-&nrm=iso).
- Gregory, Robert G, e Jeff Borland. 1999. "Recent Developments in Public Sector Labor Markets." In *Handbook of Labor Economics* 3, editado por Ashenfelter, Orley, e David Card, 3573-3630. Amsterdã: Elsevier.
- Hlavac, Marek. Oaxaca: Blinder-Oaxaca decomposition in R. Available at SSRN 2528391, 2014. page.1717
- Jann, Ben. 2008. "The Blinder–Oaxaca decomposition for linear regression models." *Stata Journal* 8 (4): 453–79. <https://ideas.repec.org/a/tsj/stataj/v8y2008i4p453-479.html>.
- Kröger, Hannes, e Jörg Hartmann. 2021. "Extending the Kitagawa–Oaxaca–Blinder Decomposition Approach to Panel Data." *The Stata Journal* 21 (2): 360–410.
- Krueger, Alan B. 1988. "Are Public Sector Workers Paid More Than Their Alternative Wage? Evidence from Longitudinal Data and Job Queues." In *When Public Sector Workers Unionize*, 217–42. NBER Chapters. National Bureau of Economic Research, Inc. <https://ideas.repec.org/h/nbr/nberch/7910.html>.
- Lucifora, Claudio, e Dominique Meurs. 2006. "The Public Sector Pay Gap in France, Great Britain and Italy." *Review of Income and Wealth* 52 (1): 43–59.

- Mancha, Andre, e Enlinson Mattos. 2020. "Public Versus Private Wage Differential in Brazilian Public Firms." *Economia*, January. doi:[10.1016/j.econ.2019.09.005](https://doi.org/10.1016/j.econ.2019.09.005).
- Marconi, Nelson. 2014. "A Evolução Do Perfil da Força de Trabalho e das Remunerações nos Setores Público e Privado ao Longo da Década de 1990." *Revista Do Serviço Público* 54 (1): p. 10–45. doi:[10.21874/rsp.v54i1.260](https://doi.org/10.21874/rsp.v54i1.260).
- Marconi, Nelson, Paulo R Arvate, João S Moura Neto, e Paulo EM Palombo. 2009. "Vertical Transfers and the Appropriation of Resources by the Bureaucracy: The Case of Brazilian State Governments." *Public Choice* 141 (1-2): 65–85.
- Morikawa, Masayuki. 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. doi:<https://doi.org/10.1016/j.jjie.2016.01.004>.
- Oaxaca, Ronald L, e Chung Choe. 2016. "Wage Decompositions Using Panel Data Sample Selection Correction." IZA Discussion Paper.
- Ramos, Raúl, Esteban Sanromá, e Hipólito Simón. 2014. "Public-private sector wage differentials by type of contract: evidence from Spain." Working Papers 2014/32, Institut d'Economia de Barcelona (IEB), Barcelona. <https://ideas.repec.org/p/ieb/wpaper/doc2014-32.html>.
- Rattso, Jørn, e Hildegunn E. Stokke. 2018. "Identification of the private-public wage gap." Working Paper Series 17418, Department of Economics, Norwegian University of Science; Technology, Trondheim. <https://ideas.repec.org/p/nst/samfok/17418.html>.
- Resende, Antônio. 2019. "Aspectos do Regime Estatutário e o Regime Celetista na Administração Pública." *Cadernos da Escola do Legislativo - e-ISSN: 2595-4539* 14 (22): 173–201. <https://cadernosdolegislativo.almg.gov.br/seer/index.php/cadernos-ele/article/view/160>.
- Siminski, Peter. 2012. "Are Low-Skill Public Sector Workers Really Overpaid? A Quasi-Differenced Panel Data Analysis." *Applied Economics - APPL ECON* 45 (January): 1–15. doi:[10.1080/00036846.2011.641928](https://doi.org/10.1080/00036846.2011.641928).
- Souza, Marcelo, Pedro H. G. F. e Medeiros. 2013. "Diferencial Salarial Público-Privado e Desigualdade de Renda per capita no Brasil." *Estudos Econômicos (São Paulo)* 43 (March). scielo: 05–28. [http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0101-41612013000100001&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0101-41612013000100001&nrm=iso).
- Vaz, Rodolfo, Daniela Verzola e Hoffmann. 2007. "Remuneração nos serviços no Brasil: o contraste entre funcionários públicos e privados." *Economia e Sociedade* 16 (August). scielo: 199–232. [http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0104-06182007000200004&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0104-06182007000200004&nrm=iso).
- Wang, Yikai. 2021. "The Politico-Economic Dynamics of China's Growth." *Journal of the European Economic Association* 19 (1). Oxford University Press: 305–46.
- Wooldridge, Jeffrey M. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge; London: MIT Press.

## Apêndice

## A.1 Cross section

Tabela 15 - MQO - Controlado

	Variável dependente: Log(Salário)			
	2019	2018	2017	2016
	(1)	(2)	(3)	(4)
CLT Privado	-0.105*** (0.003)	-0.109*** (0.003)	-0.075*** (0.003)	-0.086*** (0.003)
CLT Publ.	-0.002 (0.005)	-0.003 (0.005)	-0.016*** (0.005)	-0.061*** (0.005)
Idade	0.032*** (0.0004)	0.032*** (0.0004)	0.031*** (0.0004)	0.030*** (0.0004)
Idade^2	-0.0003*** (0.00001)	-0.0003*** (0.000)	-0.0003*** (0.000)	-0.0003*** (0.000)
Homem	0.205*** (0.002)	0.213*** (0.002)	0.216*** (0.002)	0.221*** (0.002)
Preto	-0.087*** (0.002)	-0.083*** (0.002)	-0.087*** (0.002)	-0.092*** (0.002)
Experiência	0.013*** (0.0001)	0.013*** (0.0001)	0.013*** (0.0001)	0.012*** (0.0001)
Rural	-0.100*** (0.004)	-0.110*** (0.004)	-0.094*** (0.003)	-0.093*** (0.003)
Fund Inc	-0.079*** (0.004)	-0.082*** (0.004)	-0.089*** (0.004)	-0.084*** (0.003)
Méd Compl	0.101*** (0.003)	0.109*** (0.003)	0.105*** (0.003)	0.118*** (0.003)
Méd Inc	0.034*** (0.005)	0.036*** (0.004)	0.034*** (0.004)	0.039*** (0.004)
S/ Inst	-0.111*** (0.01)	-0.104*** (0.009)	-0.111*** (0.009)	-0.109*** (0.008)
Sup Compl	0.546*** (0.004)	0.569*** (0.004)	0.582*** (0.004)	0.614*** (0.004)
Sup Inc	0.216*** (0.004)	0.240*** (0.004)	0.236*** (0.004)	0.245*** (0.004)

15 a 39 Hrs	0.273*** (0.013)	0.255*** (0.013)	0.262*** (0.014)	0.102*** (0.011)
40 a 44 Hrs	0.452*** (0.013)	0.427*** (0.013)	0.428*** (0.014)	0.274*** (0.011)
45 a 48 Hrs	0.468*** (0.014)	0.449*** (0.013)	0.442*** (0.014)	0.280*** (0.011)
+ 49 Hrs	0.640*** (0.014)	0.618*** (0.013)	0.610*** (0.014)	0.425*** (0.011)
ADM Publ	0.124*** (0.004)	0.082*** (0.004)	0.092*** (0.004)	0.093*** (0.004)
Agric	0.044*** (0.006)	0.033*** (0.006)	0.023*** (0.005)	0.019*** (0.005)
Aliment	-0.048*** (0.004)	-0.055*** (0.004)	-0.051*** (0.004)	-0.051*** (0.004)
Comercial	-0.076*** (0.003)	-0.078*** (0.003)	-0.081*** (0.003)	-0.081*** (0.003)
Constr	0.049*** (0.005)	0.055*** (0.005)	0.047*** (0.005)	0.059*** (0.004)
Educ/Saúde	-0.182*** (0.003)	-0.191*** (0.003)	-0.183*** (0.003)	-0.193*** (0.003)
Indústria	0.051*** (0.003)	0.042*** (0.003)	0.031*** (0.003)	0.032*** (0.003)
Transporte	0.062*** (0.004)	0.054*** (0.004)	0.041*** (0.004)	0.055*** (0.004)
AgroPec	-0.078*** (0.009)	-0.084*** (0.009)	-0.082*** (0.009)	-0.087*** (0.009)
Ciência	0.486*** (0.003)	0.464*** (0.003)	0.447*** (0.003)	0.430*** (0.003)
Elementares	-0.132*** (0.003)	-0.133*** (0.003)	-0.125*** (0.003)	-0.133*** (0.003)
Gestão	0.571*** (0.004)	0.573*** (0.004)	0.536*** (0.004)	0.505*** (0.004)
Ofício Qualif	0.026*** (0.004)	0.032*** (0.004)	0.033*** (0.003)	0.026*** (0.003)

Operador	0.011*** (0.004)	0.011*** (0.004)	0.024*** (0.003)	0.009*** (0.003)
Serviços	0.011*** (0.003)	0.005* (0.003)	0.006** (0.003)	0.003 (0.003)
Técnico Méd	0.240*** (0.003)	0.257*** (0.003)	0.229*** (0.003)	0.213*** (0.003)
Nordeste	-0.255*** (0.003)	-0.266*** (0.003)	-0.253*** (0.003)	-0.255*** (0.003)
Norte	-0.151*** (0.004)	-0.162*** (0.004)	-0.151*** (0.004)	-0.144*** (0.004)
Sudeste	-0.059*** (0.003)	-0.070*** (0.003)	-0.070*** (0.003)	-0.066*** (0.003)
Sul	-0.028*** (0.003)	-0.048*** (0.003)	-0.055*** (0.003)	-0.063*** (0.003)
Constante	6.113*** (0.017)	6.111*** (0.016)	6.078*** (0.017)	6.215*** (0.014)
Observações	338,088	335,625	341,410	360,293
R2	0.550	0.553	0.549	0.551
R2 ajustado	0.550	0.553	0.549	0.551

Nota: \* $p < 0.1$ ; \*\* $p < 0.05$ ; \*\*\* $p < 0.01$

Fonte: Elaborado pelos autores (PNADC).

## A.2 Painel

Tabela 16 - Metodologias Painel

	Variável dependente: Log(salário)		
	FE	RE	OLS Pool
	(1)	(2)	(3)
CLT Privado	-0.058*** (0.002)	-0.118*** (0.002)	-0.087*** (0.002)
CLT Publ.	-0.024*** (0.002)	-0.041*** (0.002)	0.006** (0.003)
Idade	0.045*** (0.002)	0.034*** (0.0003)	0.026*** (0.0002)
Idade2	-0.0002*** (0.00002)	-0.0003** (0)	-0.0002*** (0)
Experiência	0.004*** (0.0001)	0.008*** (0.0001)	0.012*** (0.0001)
Fund Inc	-0.008*** (0.002)	-0.055*** (0.001)	-0.096*** (0.002)
Méd Compl	0.021*** (0.002)	0.092*** (0.001)	0.091*** (0.002)
Méd Inc	0.006*** (0.002)	0.029*** (0.002)	0.029*** (0.002)
S/Inst	0.003 (0.003)	-0.029*** (0.003)	-0.171*** (0.004)
Sup Compl	0.098*** (0.002)	0.462*** (0.002)	0.570*** (0.002)
Sup Inc	0.054*** (0.002)	0.222*** (0.002)	0.232*** (0.002)
15 a 39 Hrs	0.068*** (0.005)	0.093*** (0.004)	0.170*** (0.006)
40 a 44 Hrs	0.113*** (0.005)	0.177*** (0.004)	0.364*** (0.006)
45 a 48 Hrs	0.118*** (0.005)	0.182*** (0.004)	0.384*** (0.007)
+ 49 Hrs	0.147*** (0.005)	0.241*** (0.004)	0.548*** (0.007)

ADM Publ	0.013*** (0.002)	0.023*** (0.002)	0.113*** (0.002)
Agric	0.008** (0.003)	0.013*** (0.002)	0.064*** (0.002)
Aliment	-0.005 (0.003)	-0.063*** (0.002)	-0.075*** (0.002)
Comercial	-0.003* (0.002)	-0.030*** (0.001)	-0.076*** (0.001)
Constr	0.012*** (0.002)	0.036*** (0.002)	0.098*** (0.002)
Educ/Saúde	-0.004* (0.002)	-0.098*** (0.002)	-0.250*** (0.002)
Indústria	0.010*** (0.002)	0.030*** (0.001)	0.066*** (0.002)
Transporte	0.011*** (0.002)	0.044*** (0.002)	0.105*** (0.002)
AgroPec	-0.021*** (0.003)	-0.086*** (0.003)	-0.126*** (0.003)
Ciência	0.051*** (0.002)	0.167*** (0.001)	0.353*** (0.002)
Elementares	-0.033*** (0.001)	-0.131*** (0.001)	-0.237*** (0.002)
Gestão	0.068*** (0.002)	0.167*** (0.002)	0.414*** (0.002)
Operador	-0.008*** (0.002)	-0.029*** (0.001)	-0.025*** (0.002)
Serviços	-0.018*** (0.001)	-0.072*** (0.001)	-0.092*** (0.001)
Tec Médio	-0.011*** (0.002)	-0.029*** (0.001)	-0.010*** (0.002)
Constante		6.349***	6.291***
Observations	1,375,416	1,375,416	1,375,416
R2	0.021	0.875	0.482
R2 ajustado	-0.591	0.875	0.482

Nota: \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Fonte: Elaborado pelos autores (PNADC).

### A3. Explicada/Não Explicada - Estatutário x CLT Privado

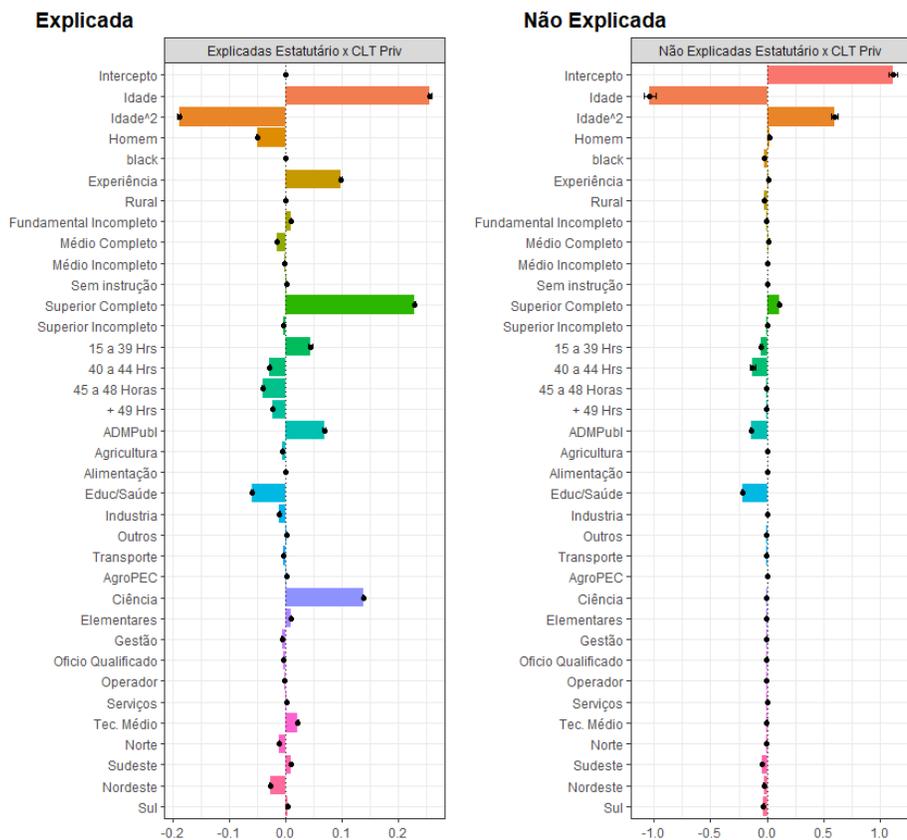


Figura 10 - Diferencial salarial - Estatutário x CLT Privado

Fonte: Elaborado pelos autores (PNADC).

### A.4 Explicada/Não Explicada - CLT Público. x CLT Privado

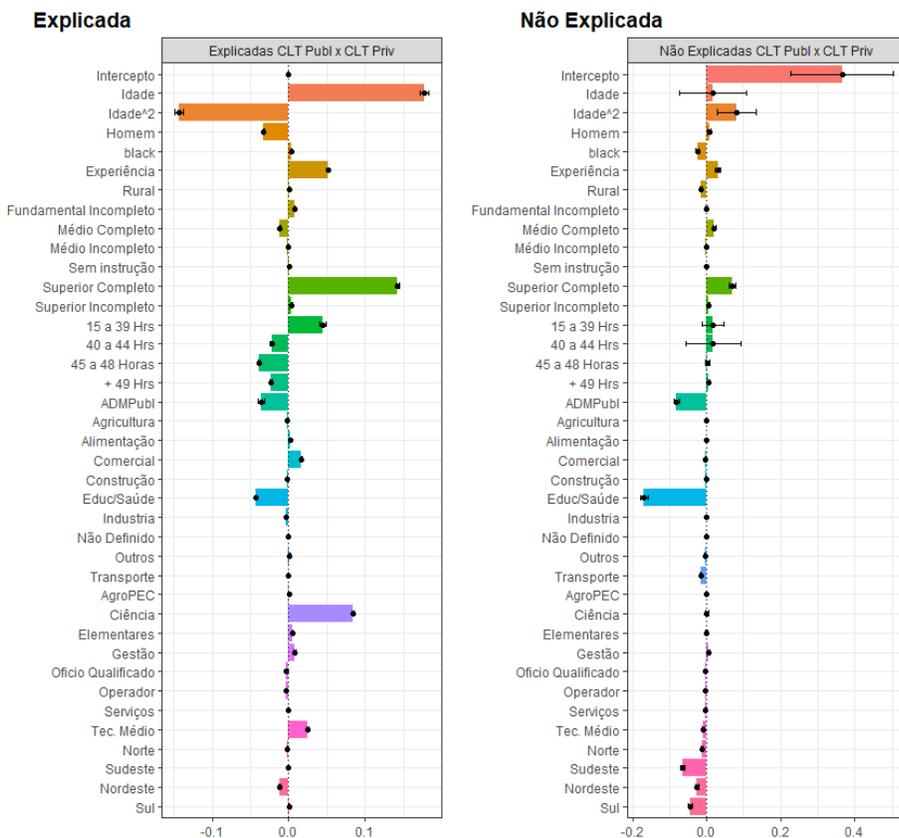


Figura 11 - Diferencial salarial - CLT Público x CLT Privado

Fonte: Elaborado pelos autores (PNADC).